

مسح التطورات في منهجية بناء وقياس النماذج واستخدامها في تقويم السياسات والتنبؤ

تحرير

الدكتور: عماد الإمام
الأستاذ: صالح العصفور
الأستاذ: حسن الحاج
الأستاذة: نجاة النيش



مسح التطورات في منهجية بناء وقياس النماذج
واستخدامها في تقويم السياسات والتنبؤ

التنضيد والإخراج والطباعة: دار طلاس للدراسات والترجمة والنشر

دمشق ـ سورية. هاتف ٦٦١٨٠١٣ ـ ٦٦١٨٩٦١ ـ فاكس: ٦٦١٨٨٢٠ ـ ص.ب: ١٦٠٣٥



مسح التطورات في منهجية بناء وقياس النماذج واستخدامها في تقويم السياسات والتنبؤ

تحرير

الدكتور: عماد الإمام
الأستاذ: صالح العصفور
الأستاذ: حسن الحاج
الأستاذة: نجاة النيش

تصدير

اختار المعهد العربي للتخطيط في السنوات الأخيرة الماضية مجال منهجية النمذجة وبناء النماذج الاقتصادية أساساً لاستراتيجيته البحثية. وقد انطلق هذا الاختيار من ضرورة الارتقاء بعملية صنع القرار على أسس علمية حيث أن النماذج تمثل الإطار العلمي المناسب لتحليل السياسات والمفاضلة بينها.

وقد قام المعهد بتنفيذ عدد من المشاريع البحثية وإقامة عدد من الندوات واللقاءات العلمية على المستوى الإقليمي والدولي حول النمذجة وأسس بناء النماذج الاقتصادية. ومن بين المشاريع البحثية التي نفذها المعهد حول موضوع النمذجة «مشروع مسح التطورات في نمذجة بناء وقياس النماذج واستخداماتها في تقويم السياسات والتنبؤ» الذي نسقه الدكتور عماد الإمام. استهدف هذا المشروع استعراض أهم التطورات الحديثة في النمذجة الاقتصادية، حيث غطى التطورات المتعلقة بأهم النماذج الاقتصادية مثل نماذج الاقتصاد القياسي ونماذج التوازن العام ونماذج المدخل ـــ المخرج ونماذج اختلال التوازن ونماذج الفوضى والكارثة.

يقدم الكتاب كل الأوراق البحثية التي أدرجت ضمن المشروع المذكور ويعتبر من المراجع العربية القلائل التي تحتوي وتغطي موضوع النمذجة بهذه الدرجة من العمق والتوسع.

أقدم هذا الكتاب إلى كل المهتمين بالموضوع ويحدوني أمل كبير بأن يساهم في ترسيع دائرة المعرفة ويدعم الاهتمام بمجال النمذجة في الوطن العربي.

د. عيسى الغزالي

مدير عام المعهد العربي للتخطيط بالكويت

مدخل تمهيدي

مقدمة :

لقد شهدت النمذجة الاقتصادية على مدى العقدين ونصف الأخيرة بعض التطورات اللافتة للنظر . فالنمذجة والنماذج الاقتصادية ليست علوماً صحيحة ولا علوماً مستقلة ولكنها خليط لعدة فروع من المعرفة ، وبالتالي كان ما يقود تطورها هو التقدم في مختلف فروع المعارف الأخرى التي تنطوي عليها كالنظرية الاقتصادية والرياضيات والإحصاء والاقتصاد القياسي والحسابات القومية والسياسات الاقتصادية وعلم الحاسوب .

إذا ركزنا الاهتمام على نمذجة الاقتصاد الكلي فإن تغطية التطورات التي حدثت لكل من فروع المعارف المذكورة أعلاه سوف تكون عملاً طويلاً ومملاً . ولكن المقاربة الأكثر أهمية هي تصنيف النماذج إلى عدة أنماط ومن ثم تحديد التطورات المتعلقة بكل منها . حتى تحت هذه المقاربة هناك حاجة لتبني معايير اختيار أكثر دقة . من أكثر المعايير ذات العلاقة من وجهة نظر النمذجة هي الآتية :

- الفلسفة العامة والأسس والمناهج التي يحتويها كل نوع من النماذج .
- طرق ومشاكل تحديد بناء العلاقات الرياضية التي يحتويها النموذج .
- طرق ومشاكل التقدير والاختبار والتشخيص وتقويم السياسات والتنبؤ .
- متطلبات البيانات ومدى توفرها .
- مدى توفر حزم البرامج المناسبة .
- المقارنة مع الأنواع الأخرى من النماذج وطرق التفاعل معها .

وبالرغم من وجود معايير عديدة في التصنيف ، جرت العادة أن تصنف نماذج الاقتصاد الكلي التطبيقية إلى الآتي :

- نماذج الاقتصاد الكلي القياسي (MEM) .
- نماذج التوازن العام المحتسبة (CGE or GEM) .

• نماذج المدخل ــ المخرج (IOM) .

كل نوع من هذه النماذج يحتوي على أنواع عديدة من النماذج الفرعية ويستخدم أنواعاً مختلفة من الأدوات التحليلية . وبقطع النظر عن هذه النماذج، هناك أنواع أخرى كثيرة من النماذج، التي بالرغم من حقيقة أنه لم يفكر فيها كمقاربات للنمذجة قائمة بذاتها، إلا أن لها استخدامات واسعة التطبيق في مجال الاقتصاد الكلي . ومن أكثر أنواع هذه النماذج استخداماً نذكر :

• النظم الديناميكية ونماذج الفوضى الديناميكية (DSMCD) .
• نماذج اختلال التوازن (DM) .

إن التطور في MEM كان انعكاساً لحلقة التحسينات الفعالة في النظرية الاقتصادية والاقتصاد القياسي . فمن ناحية نجد أن نظرية الاقتصاد الكلي قد سبقت بناء نموذج الاقتصاد الكلي، ومن الناحية الأخرى، فقد أعاد الاقتصاد القياسي تشكيل وصقل نظرية الاقتصاد الكلي بصورة متواصلة .

وبعد مولد الاقتصاد الكينزي، فقد شهد مجال الاقتصاد الكلي عملية مستمرة من التغيرات والتطورات . وعكست هذه التغيرات التفاعل الكبير بين النظرية والواقع . ومن ضمن التطورات الكثيرة التي أثرت وضمنت في نماذج الاقتصاد القياسي هي :

• اقتصاد النقديين Monetarism .
• الاقتصاد الكلاسيكي الجديد ونظرية التوقعات الرشيدة .
New Classical Economics and Rational Expectations .
• اقتصاد جانب العرض Supply- Side Economics .

ومن أهم إسهامات النقديين جذب اهتمام المنمذجين لإيلاء أهمية لنمذجة القطاع المالي . ومن فضائل اقتصاد جانب العرض دفع المنمذجين لإدخال تفاعلات جانب العرض بصورة أكثر دقة، مثل التأثيرات المحفزة للتخفيض في المعدلات الحدية للضريبة . وأخيراً أثر الاقتصاد الكلاسيكي الجديد ولا سيما نظرية التوقعات الرشيدة في مجالات الاقتصاد الكلي والاقتصاد القياسي على قدم المساواة . هذه التطورات قد وجهت المنمذجين نحو الاهتمام بمعالجة التوقعات وجذبت الانتباه لعدم الاستقرار المحتمل في هيكل البارمترات نتيجة لتغيرات أدوات السياسة .

ومن ناحية أخرى، شهد الاقتصاد القياسي تغيرات كثيرة منذ ميلاد جمعية الاقتصاد القياسي 1930 . وفي المراحل الأولى كانت هذه التغيرات نتيجة للتطورات

الرئيسية في نظرية الاقتصاد القياسي. يجدر بالذكر منها، مجال التقديرات التي تطورت نتيجة لأعمال لجنة COWLES. أما في المراحل الأخيرة، فقد استفاد الاقتصاد القياسي من طاقات البرامج الحاسبية، وتوفر البيانات وتحسن نوعيتها.

في العقدين الماضيين جرت تطورات رئيسية في نظرية الاقتصاد القياسي. بعض هذه التطورات تمثل في اقتراح تقنيات جديدة للاقتصاد القياسي في التوصيف والتقدير والاختبار والتنبؤ وتقويم السياسات. ومن ضمن المواضيع التي تأخذ موضع الصدارة في نمذجة الاقتصاد القياسي وذات العلاقة بنماذج الاقتصاد الكلي القياسي MEM هي الآتية:

- المناهج العامة لنمذجة الاقتصاد القياسي.
- التطور في إجراءات اختيار النموذج واختباره.
- التوقعات الرشيدة ونماذج توزيع فترة الإبطاء.
- إجراءات تقديرات نماذج الاقتصاد القياسي غير الخطية.
- متجه الانحدار الذاتي VAR.
- الاقتصاد القياسي للمتغيرات غير الساكنة والجذور الموحدة.
- تصحيح الخطأ والتكامل المشترك.
- المتغيرات الخارجية، والسببية وعدم استقرار البارامترات.
- العلاقة بين الاقتصاد القياسي والسياسة الاقتصادية.

بالإضافة إلى نماذج الاقتصاد القياسي أنشئت خلال الستينات نماذج تطبيقية اعتمدت على مبادىء الاعتماد المتبادل في السوق لـ Walras وهذه النماذج معروفة باسم CGE أو GEM وأصبحت هذه النماذج أداة رئيسية لتحليل السياسات في مواضيع تهتم بكفاءة تخصيص الموارد. وتسمح نماذج التوازن العام المحتسبة CGE بالتفاعل بين الأسواق المختلفة والمعاملات الجارية فيها، وتستخدم إطار عمل محاسبي متسق يتمثل عادة في مصفوفة الحسابات الاجتماعية SAM، والتي تلخص التدفقات الاقتصادية في نقطة معينة من الزمن. وتغطي نماذج CGE مدىً واسعاً من المواضيع مثل الضرائب وإصلاحات التجارة والتجارة المتعددة الأطراف وتوزيع الدخل والطاقة وسياسات الغذاء.. إلخ.

والتقدم الجدير بالملاحظة الذي حدث في قواعد الحل، وبرمجيات الحاسب وتوفر البيانات، تسبب في تزايد استخدام نماذج التوازن العام المحتسبة CGE وجعل نماذج الاقتصاد الكلي القياسي MEM تفقد موضعها الاحتكاري في مجال تحليل السياسات. وفي السنوات الأخيرة، ركزت الجهود الكبيرة على بناء نماذج للمساعدة في

تكوين وتقويم السياسات الاقتصادية في الدول الأقل نمواً وبالخصوص على النماذج التي تقوم آثار برامج التثبيت والإصلاح الهيكلي.

من ناحية أخرى، كان لنماذج المدخل ـ المخرج تطبيقات واسعة المدى عبر السنين. ومن هذه التطبيقات التنبؤ بالمدخلات ومتطلبات العوامل في مختلف قطاعات الاقتصاد وتحديد مصادر النمو وقياس إحلال الواردات وتحديد الأسعار وتحليل البيئة والتكامل المتعدد بين البلدان ... إلخ.

وكانت النظريات الاقتصادية تهتم في الغالب بتحليل التوازن حيث تفترض أن جميع الأسواق في حالة توازن. وكانت هذه الفرضية عبارة عن حجر الزاوية لنظريات الاقتصاد الكلاسيكي. إن حقيقة عدم التوازن ماثلة في الحياة حيث أن وجود البطالة غير الإرادية وتراكم المخزون ما هما إلا انعكاس لتلك الحقيقة.

إن نظرية اختلال التوازن وإدماجها في النماذج الاقتصادية كان العمل الرائد الذي قام به Keynes وعدد من الاقتصاديين البارزين من بعده مثل Clower و Leijonhufud و Barro و Grossman و Malinvaud و Benassy وآخرون.

من بين المشاكل الهامة التي طرحتها نظرية اختلال التوازن في النمذجة قضية توصيف النماذج وتقديرها الأيكونومتري. ويتوفر الآن كم كبير من الأدبيات التي تراكمت عبر الزمن في هذا الموضوع وقد تم تغطيتها بصورة مكثفة في الجزء الرابع من هذا الكتاب.

ومن أحدث فروع أدبيات النمذجة هي النماذج الديناميكية لسلوك الفوضى Chaos ونظرية الكارثة Catastrophe theory. يرجع منبع أصول هذه الأدبيات للرياضيات والفيزياء. وقد تمهد الطريق لتطبيقها في النظرية الاقتصادية منذ بداية الثمانينات من خلال أعمال Day و Denhabib و Statzer. وهناك رغبة متزايدة للعمل في هذا الموضوع وقد دعم ذلك وفرة برامج الحاسب المتطورة ذات المقدرة الهائلة.

من ميزات نظرية الفوضى أنها بينت أن مسارات زمنية معقدة مثل مسارات المتغيرات الاقتصادية الكلية يمكن أن تنبثق عن نماذج ديناميكية حتمية دون الحاجة لإدراج أخطاء عشوائية على غرار نماذج الاقتصاد القياسي.

ومن الفضائل الأخرى لنظرية الفوضى إيضاحها في كثير من الأحيان أن ما يمكن أن يعتبر سلوكاً عشوائياً غير قابل للنمذجة هو في الحقيقة ليس عشوائياً على الإطلاق. كما بينت هذه النظرية أنه إذا كان السلوك فوضوياً، فإن المسار الزمني لمتغيرات النموذج سوف يكون حساساً جداً للتغيرات الصغيرة في قيم معالمه وفي القيم الأصلية للسلاسل ذات العلاقة. وهذا بالتأكيد سيؤثر على نوعية التنبؤ وتحليل السياسات وبالتالي يصبح من المهم معرفة تضمينات سلوك الفوضى في النمذجة الاقتصادية.

وتقدم نظرية الكارثة، وهي المكون الثاني لهذا الفرع الحديث من النمذجة، الربط بين سلوك المدى الطويل والتغيرات المفاجئة في المدى القصير للمتغيرات الاقتصادية. ومثل هذا الربط هام جداً في وصف السلوك الديناميكي لمتغيرات اقتصادية عديدة.

ويهدف هذا الكتاب إلى استعراض للأوراق البحثية المختلفة للمشروع الذي قام به المعهد العربي للتخطيط بالكويت بغرض مسح التطورات في نمذجة بناء وقياس النماذج واستخدامها في تقويم السياسات والتنبؤ.

يحتوي الكتاب على ستة أجزاء. يخصص الجزء الأول إلى التطورات الحديثة في نماذج الاقتصاد القياسي، أما الجزء الثاني فسيخصص إلى استعراض أبرز التطورات في نماذج التوازن العام، ويعنى الجزء الثالث بنماذج المدخل ـ المخرج والرابع بالتطورات الحديثة في توصيف وتقدير نماذج اختلال التوازن، والخامس بالنماذج الديناميكية الخاصة بالفوضى والكارثة. أما الجزء الأخير فسيخصص لتلخيص ما جاء في مختلف أجزاء الكتاب.



الجــزء الأول

التطـورات الحديثـــة في النمذجـــــــــة الاقتصادية القياسـية

تـأليف
الدكتور عماد الإمام



الفصل الأول

ملاحظات عامة حول منهجيات الاقتصاد القياسي

مقدمة :

أصبح الاقتصاد القياسي حقلاً مستقلاً منذ حوالي ستين سنة على الأقل . ولقد أنجز خلال هذه الفترة كثيراً من التقدم في طريق التقدير ، واختبار الفرضيات والتنبؤ وتحليل السياسات . بالرغم من ذلك ، فقد بذل جهد قليل نحو تعريف أو تصنيف مجموعة متجانسة من المبادىء لتوجيه نمذجة الاقتصاد القياسي[1] .

وحتى أوائل السبعينات ، كان المنهج السائد هو الذي أسسته لجنة Cowles عام 1932 ، وكان هدف اللجنة « دمج النظرية الاقتصادية ، والطرق الإحصائية والبيانات المشاهدة لبناء وتقدير نظم المعادلات الآنية التي تصف تفاعل الاقتصاد[2] . ويمكن أن نلخص منهج لجنة Cowles (CCA) كالآتي : اعتباراً للمادة تحت الدرس واعتماداً على النظرية الاقتصادية ، تجمع وتصنف المتغيرات ذات العلاقة إلى خارجية وداخلية ؛ حينئذٍ يمكن ضمان التعريف بوضع قيود معينة على باراميترات النموذج الهيكلي . وفي الخطوة التالية ، يتم تقدير النموذج ثم بعد ذلك اختبار جودة التوفيق . فإذا تم قبول النموذج يمكن استخدامه في التنبؤ وتحليل السياسة ، وإذا لم يحدث القبول نحاول إعادة توصيفه ونجري كل الخطوات السابقة مرة أخرى .

لقد أعرب الكثير عن استيائهم وعدم رضاهم عن هذه الطريقة ووضعوا لها رسماً كاركيكتورياً مثل « رحلة صيد » (Fishing Expedition) أو الحفر عن البيانات (Data Mining) وكما أطلقوا على ذلك أسماء متعددة مثل منهج الكتاب المدرسي (Text Book Approach) أو وصفات المطبخ (Cookbook Approach) . ناقش Spanos (1990) ، على سبيل المثال ، بأن الاهتمام الذي وضعه منهج لجنة Cowles (CCA) في التقدير على حساب الاختبار واستخدام

---

(1) Pagan (1987)

(2) Christ (1994) ، ص31

المعايير نفسها لنظريات الاختبار والاختيار بين النظريات، جعل النموذج النهائي الذي يتوصل إليه بهذا المنهج سيىء التوصيف إحصائياً.

وقد أعطى Fair (1993) سببين رئيسيين ساهما في انخفاض شعبية (CCA). السبب الأول له علاقة بالمتاجرة بنماذج الاقتصاد القياسي (MEM) والذي أزاح الاهتمام من البحث إلى حاجات العملاء. والسبب الثاني هو نقد Lucas والذي أوضح بأن النماذج التي صيغت بطريقة CCA غير مفيدة لتقويم السياسات طالما أن الباراميترات الهيكلية ليست ثابتة لمتغيرات السياسة. وهناك سبب إضافي يقدم ليوضح تقلص شعبية MEM، والذي يُعزى إلى ضعف القوة التنبؤية خارج العينة لهذه النماذج بالمقارنة مع نماذج أكثر بساطة مثل نماذج Box-Jenkins. وأوضح Nelson (1972) و Cooper (1972) بأن أداء النماذج الأخيرة من حيث التنبؤ خارج العينة أحسن من التنبؤ الذي يتولد عن نماذج الولايات المتحدة المعروفة للاقتصاد القياسي.

حاول كثير من الكتّاب خلال العقدين الأخيرين أن يعرفوا بشكل واضح بدائل لمنهج لجنة Cowles في الاقتصاد القياسي، ومن ضمن هؤلاء كتاب مثل Hendry, Grayham Mizon, David Hendry و Mizon, Edward Leamer, Christopher Sims و Aris Spanos. ومن ناحية أخرى، هناك كتّاب حاولوا فقط تغيير الأوجه التي لم يقتنعوا بها في منهج لجنة Cowles (CCA)، ويتضمن ذلك بصورة رئيسة أعمال Lucas و Sargent في التوقعات الرشيدة، و Arnold Zellner و Franze Palm في نمذجة الاقتصاد القياسي الهيكلية وتحليل السلاسل الزمنية (SEMTSA).

وفي ما يلي سوف نبدي بعض الملاحظات الموجزة حول المساهمات الرئيسية لهؤلاء الكتاب، أما تضمينات مساهماتهم فسوف نقوم بتوضيحها في الفصول القادمة.

1.1 نمذجة الاقتصاد القياسي التقليدية:

تستخدم طريقة نمذجة الاقتصاد القياسي التقليدية (CEMA) لوصف منهج النمذجة الذي تتبناه الكتب المدرسية للاقتصاد القياسي والتي ترتبط مباشرة بالنمذجة التقليدية التي أسستها لجنة Cowles والطريقة الأخيرة غالباً ما تمثل، في كثير من الكتب الدراسية، برسم الخطوات المختلفة المتضمنة في عملية النمذجة[3].

تبدأ نمذجة الاقتصاد القياسي التقليدية CEMA من النظرية الاقتصادية لتعريف

(3) انظر مثلاً Intrilligator (1978).

معادلة (معادلات) الانحدار ذات المتغيرات المستقلة المعينة وحدٌ خطأ يحققان افتراضات تقليدية . ثم بعد ذلك تجري عملية تقدير من خلال طرق معروفة مثل المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) ، فإذا ما كانت البارامترات ذات أهمية والعلاقة ككل مقبولة حسب المعايير مثل R^2 ، اختبار F ، واختبار WD ... إلخ . فإن النموذج يكون مقبولاً . أما إذا كان غير ذلك فلا بد من إعادة توصيف النموذج وعمل إجراءات تقدير أخرى . وعموماً ، تبدأ CEMA من علاقة بسيطة محددة متنامية الكبر كلما تحرينا تأثيرات متغيرات جديدة . على أية حال ، فإن استكشاف التوصيفات يصعب إجراؤه بطريقة منتظمة يمكن تصنيفها . وبالعكس تماماً ، فإن هذا الاستكشاف في أغلب الأعمال التطبيقية يجري بطريقة عشوائية الهدف منها هو التفتيش عن أو اصطياد جودة التوفيق العالية . ومن هنا جاءت تسمية رحلة الصيد (Fishing Expedition) والحفر عن البيانات (Data Mining) .

وغالباً ما تكون المحصلة النهائية لرحلة الصيد هي تقرير معادلة ذات درجات عالية من جودة التوفيق والتي أخفقت في رفض النظرية تحت الاعتبار . وبالتالي ، يصبح غرض البحث هو تقدير العلاقات وإثبات النظرية بالدليل بدلاً من اختبارها . إضافة لذلك ، إن تقرير المعادلة التي تستوفي اختبار جودة التوفيق لا يقول شيئاً عن الاستكشاف الذي يتم إجراؤه في العملية ، وخاصة عن الاعتبارات النظرية التي تحثنا على إعادة التوصيف في كل خطوة من خطوات البحث . وهذا يمثل عائقاً رئيسياً لطريقة نمذجة الاقتصاد القياسي التقليدية (CEMA) ، لأن منهجية الاقتصاد القياسي يجب أن يكون لها قواعد محددة وواضحة توجه عملية إعادة التوصيف .

2.1 طريقة النمذجة من العام إلى الخاص :

لقد تأسس تقليد للنمذجة في بريطانيا خاصة في مدرسة لندن للاقتصاد (LSE) ويعرف بمنهج النمذجة من العام إلى الخاص (General- to- Specific Modelling (GSMA) Approach) . وتعتمد هذه الطريقة على توليفة من نماذج هيكلية وتحليل سلاسل زمنية مع اختبارات التوصيف . وقد أوضح Gilbert (1990) بأن هذه الطريقة نشأت بشكل رئيسي نتيجة للصلة القوية بين قسم الاقتصاد وقسم الإحصاء في مدرسة لندن للاقتصاد ووجود إحصائيين بارزين مثل Sargan, Durbin و Philips[4] .

لخص Pagan (1987) منهج النمذجة من العام إلى الخاص في أربع الخطوات الآتية :

---

(4) لمزيد من التفاصيل لمساهمات ومؤيدي هذه الطريقة ، انظر مجلد Granger (1990) .

(1) صياغة نموذج عام متسق مع افتراضات النظرية الاقتصادية بشكل يدرج المتغيرات التي تدخل في أية علاقة توازنية وفي الوقت نفسه تقوم بتقييد ديناميكية العملية بأقل ما يمكن .

(2) إعادة صياغة بارامیترات النموذج للحصول على متغيرات تفسيرية قريبة التعامد وقابلة للتفسير بدلالة التوازن النهائي .

(3) تبسيط النموذج لأصغر صيغة تتوافق مع البيانات .

(4) تقويم النموذج الناتج بالتحليل المكثف للبواقي والأداء التنبؤي، بهدف إيجاد مكامن الضعف في النموذج الذي صمم في الخطوة السابقة .

على خلاف CEMA تبدأ GSMA بتوصيف ديناميكي عام يتضمن انحداراً ذاتياً موزعاً بفترات إبطاء (Autoregressive Distributed Lags) (ADL) ويحاول من خلال الاختبارات الوصول لتمثيل شحيح (Parsimonious) للنموذج .

الخطوة الأولى في هذا المنهج تبدأ من علاقة نظرية افتراضية :

$$y_t = \beta x_t \tag{1-1}$$

حيث y متغير داخلي مثل الاستهلاك، و x متغير خارجي مثل الدخل. ومن ابتداعات GSMA كتابة هذه العلاقة بشكل ديناميكي غير محدد :

$$y_t = \sum_{i=0}^{p} \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i y_{t-i} + u_t \tag{2-1}$$

إذن، بينما تستخدم النظرية لتوضح أياً من المتغيرات يدخل في العلاقة، تكون البيانات هي التي تحدد شكل ديناميكية العلاقة. ويجب أن ننوه في البداية أنه بينما تمثل المعادلة (2) توصيفاً عاماً، فهناك أفضلية في هذا المنهج لتمثيل تصحيح الخطأ (Error Correction Representation) الذي تقدم به phillips (1954) وطبقه Sargan (1964). في الحقيقة، إعادة صياغة بارامیترات النموذج التي ذكرناها في الخطوة الثانية هي عبارة عن صياغة لنموذج (نموذج رقم 2) انحدار ذاتي موزع بفترات إبطاء (ADL) في شكل نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model) (ECM)[5]. ويكون الشكل العام لتمثيل تصحيح الخطأ ECM كما يلي :

$$\Delta y_t = \sum \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum \gamma_i (y_{t-i} - x_{t-i}) + u_t \tag{3-1}$$

---

(5) انظر في هذا المؤلف إلى الفصل الخاص بالتكامل المشترك (Cointegration) .

الحد الثالث على الجانب الأيمن في المعادلة (3) يمثل تصحيحات الخطأ أو الانحرافات حول التوازن .

ويأتي الاهتمام بصياغة ECM من شيئين ، أولاً ، طالما أن المتغيرات المستقلة (Regressors) قريبة التعامد فيكون من السهل تبسيط الهيكل الديناميكي للنموذج بتطبيق اختبارات t و F . ومثل هذه العملية تكون خطرة جداً في حالة تطبيق الاختبار في سياق المعادلة (2) حيث من المحتمل أن تكون المتغيرات المستقلة (Regressors) مشتركة الخطية (Collinear) . **ثانياً ، تصور المعادلة رقم (3) كيفية استجابة المتغير التابع للتوازن أو حالة الاستقرار (Steady State)** .

تضم الخطوة الثالثة والرابعة في GSMA تبسيط النموذج من خلال سلسلة من الاختبارات تُجرى للفرضيات ، إلى الحد الذي يكون فيه النموذج النهائي المتحصل عليه منسجماً مع البيانات المتاحة . أعطى Hendry و Richard (1982) عدداً من المعايير التي يجب أن تتحقق بواسطة التوصيفات المبسطة :

- شمول كل النماذج المنافسة بمعنى أنها تعطي الاعتبار لنتائج كل النماذج المنافسة .
- وعملية الأخطاء بها يجب أن تمثل ضجيجاً أبيض (White Noise) .
- أن تكون البرامترات ثابتة بحيث يصبح من الممكن القيام بعملية التنبؤ وتحليل السياسات .
- أن تسمح بقبول البيانات (Data Admissible) بمعنى أنها تعطي تنبؤاً متسقاً مع القيود المفروضة على البيانات من قبل المتطابقات وشروط اللاسلبية .
- أن تكون متغيراتها المستقلة على الأقل متغيرات خارجية ضعيفة (Weakly Exogenous) للبارامترات تحت الاهتمام وإلا فإنه يتوجب القيام بنمذجة البارامترات بشكل آني .

وكما أشار Gilbert (1989) ، فإن الاختلاف بين CEMA و GSMA هو أن عملية الاستكشاف والاختبار في الأخير تتجه نحو الأسفل بينما تتجه في الأول نحو الأعلى . وأيضاً هناك فرق جوهري بين GSMA و CEMA وهو أن الأخير يشدد على التقدير والأول يشدد على الاختبار . لهذا السبب فإن تطور وانتشار التوصيف والاختبارات المؤيدة مثل اختبارات الشمول (Encompassing) وخارجية منشأ المتغيرات (Exogeneity) لها علاقة كبيرة بـ GSMA .

فشلت GSMA أن تزودنا بدليل أو خارطة لعملية التبسيط في التوصيف . ومن ناحية أخرى ، انتقدت هذه الطريقة لأسباب أخرى كثيرة . أولاً ، طريقة العام إلى الخاص التي تتبع عملية إدخال فترات إبطاء متعددة منذ البداية ، تحمل في طياتها خطورة الإبقاء على متغيرات

كان يمكن أن تحذف. ثانياً، افتراض عدم التوازن المتضمن في ECM اتخذ على أنه أمر واقع دون أن يخضع لاختبار. ثالثاً، التوصيف بالانحدار الذاتي الموزع بفترات الإبطاء ADL ليس بالطريقة الأفضل لاختبار النظرية. وأخيراً، إن منهج النمذجة من العام إلى الخاص بإجراءاته هذه وباعتماده على خاصية حالة الاستقرار في المعادلة الأخيرة لملاحظة مدى اتساق النتائج مع نظرية بعينها، هو في الواقع محاولة للتحقق من النظرية بدلاً من اختبارها[6].

3.1 منهج Sims : متجه الانحدار الذاتي :

في ورقة قدمت بعنوان «الاقتصاد الكلي والحقيقة»، أظهر Sims (1980) جوانب مختلفة من عدم الارتياح إزاء طريقة لجنة Cowles في النمذجة.

يقول Sims بأن الطريقة الكلاسيكية للنمذجة تنطوي على قيود مسبقة وغير مبررة على النماذج، الشيء الذي له أثر مباشر على التنبؤ وتحليل السياسة. وتتعلق هذه القيود بشكل رئيسي بتصنيف المتغيرات بين داخلي وخارجي والقيود المفروضة على هيكل البارامترات بحيث يمكن إنجاز التعريف (Identification) المطلوب[7].

وفقاً لـ Sims لا تستند هذه القيود على خلفية نظرية واضحة، ويتم من خلالها فرض النظرية على النموذج. واقترح طريقة بديلة بحيث يتم اكتشاف اتجاه السببية (داخلي، خارجي) والهيكل الديناميكي في النموذج بشكل تجريبي.

واستندت طريقته على ما أصبح يُعرَف بمتجه الانحدار الذاتي (VAR) (Vector Autoregression Model) ويعبر عن كل متغير كدالة في فترة الإبطاء الخاصة به وفترة إبطاء بقية المتغيرات في النظام. وبهذه الطريقة يتم التطرق إلى المتغيرات بشكلٍ متساوٍ. فإذا جعلنا y_t تمثل متجه متغيرات ذا k بعداً، فيمكن أن نكتب VAR من الدرجة P كالآتي :

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{P} A_i y_{t-i} + u_t \qquad (4-1)$$

حيث A's هي مصفوفات من الدرجة kxk ولها معاملات ثابتة، μ متجه لثوابت محددة، U متجه صفري لمتوسط حدود الخطأ.

ينطوي بناء نموذج VAR على خطوتين هامتين. الخطوة الأولى هي اختيار المتغيرات

(6) لمزيد من التفاصيل انظر الفصل الخامس من Darnell and Evans (1990).

(7) وجه Sims انتقاده الخاص بقيود التعريف لنماذج التوقعات الرشيدة حيث أرجع هذه القيود لفترات الإبطاء. انظر الفصل الذي يتحدث عن نماذج التوقعات الرشيدة.

ذات العلاقة . والثانية ، اختيار طول فترة الإبطاء . بينما يملي اختيار المتغيرات حسب النظرية الاقتصادية التي تشكل الأساس للموضوع تحت الدراسة ، فإن اختيار طول فترة الإبطاء يتم تقييده فقط بتضاؤل درجات الحرية الناتجة من إدراج عدد كبير لفترات الإبطاء . ويمكن الحصول على تمثيل أكثر بساطة لنموذج VAR بحذف فترات الإبطاء غير الهامة في ضوء إجراء تقديرات أولية .

وبمجرد تقدير النموذج يمكن استخدامه في التنبؤ وتحليل السياسة . وبالرغم من أن التنبؤ بنماذج VAR يشترك في الكثير من الأشياء العامة مع التنبؤ بنماذج MEM ، فإن تحليل السياسة الذي يتم إنجازه بنماذج VAR من خلال ما يعرف بدوال الاستجابة للحافز (Impulse Response Functions) لا يتطابق مع الطرق التقليدية لتحليل السياسة الاقتصادية[8] .

ويمكن اعتبار نماذج VAR كامتداد للتقليد الذي أسسه Box و Jenkins (1970) في نمذجة السلاسل الزمنية ذات المتغير الواحد ، لأن الطريقتين تعتمدان بشكل كبير على هيكل البيانات وبدرجة أقل على النظرية الاقتصادية . ومن هنا تأتي الدلالة « القياس من دون نظرية » و « النمذجة من دون نظرية » .

وبالرغم من نجاح نمذجة VAR في التنبؤ خارج العينة ، فقد انتقدت على عدة أصعدة . وواحد من أهم هذه الانتقادات هو أنها لم تتجذر بعمق في النظرية الاقتصادية . ومن الانتقادات أيضاً سرعة تكوينها للبارامترات مما يكون له الأثر على دقة التقدير . وقد أعرب الكثير من النقاد عن قلقهم لاستخدام وتفسير الأخطاء العشوائية فيها (انظر فصل 6) .

4.1 منهج Leamer : تحليل الحدود المتطرفة :

قدم Leamer (1983, 1978) في ورقتين بديلاً لمنهج الاقتصاد القياسي لـ CEMA معتمداً في ذلك على النظرية البايزية (Bayesian Theory) . وتتلخص مساهمة Leamer غالباً في شيئين : إجراءات بحث للتوصيف ونوع من اختبار الهشاشة (Fragility) أو سوء التوصيف يعرف بتحليل الحدود المتطرف EBA (Extreme Bounds Analysis) .

وأوضح Leamer بأن الاقتصاد القياسي التطبيقي لمنهج التقليديين هو ببساطة تطبيق لطرق تجريبية لبيانات غير تجريبية . وبهذا السياق ، يبدأ منهج التقليديين من افتراض « التوصيف الصحيح » ولا يأخذ في الاعتبار تأثير اللايقين في النموذج . وهذا ، وفق قوله ، يستوجب البحث عن التوصيف الجيد .

---

(8) انظر الفصول عن VAR وعن تقويم السياسة باستخدام MEM في هذا المجلد .

بينما تأخذ الطريقة التقليدية في الحسبان فقط اللايقين في العينة من خلال توزيع المعاينة ، تجمع طريقة Bayes اللايقين في المعاينة مع اللايقين في النموذج عن طريق التوزيعات المسبقة للبارامترات ، والذي سوف يستند عليه الاستدلال في التوزيع اللاحق .

والخطوات الرئيسية في منهج Leamer هو تشكيل نموذج عام بحيث تقسم متغيراته لمتغيرات حرة وأخرى مشكوكة ، ثم يرصد للبارامترات المرتبطة بكل المتغيرات توزيع مسبق انطلاقاً من إيمان الباحث بأهمية كل متغير في النموذج . ثم بعد ذلك يُجرى تحليل الحساسية أو إجراء EBA . بعد تجربة عدد من التوزيعات المسبقة وملاحظة تأثيراتها على تقديرات البارامترات فإذا كان مجال البارامترات المرغوب فيها ضيقاً تحت مختلف التوزيعات المسبقة ، يعتبر النموذج غير هش Not fragile ويتم الاحتفاظ مبدئياً بالتوصيفات المتبناة[9] .

أما إذا حدث غير ذلك ، فإننا سنحتاج إلى خطوة أخرى لتضييق مدى البارامترات بوضع توزيع مسبق يكون متوسطه ثابتاً ومصفوفات تغايره ثابتة . فإذا لم نحصل على مدى بارامترات أضيق فإن البيانات تحت الدرس لا تصلح لتوليد نتائج معقولة .

لم يكن لمنهج Leamer تأثير كبير على العمل التطبيقي وخاصة في النمذجة . والسبب الرئيسي في ذلك هو أنه يصعب إعطاء توزيعات مسبقة لبارامترات نموذج ذي نطاق كبير . لكن بالرغم من هذا ، فإن فكرة مزج الاعتقاد المسبق بالبيانات أصبحت أكثر شعبية في التنبؤ باستخدام نماذج VAR . سوف نقوم بمناقشة هذه النقطة بالذات في الفصل السادس من هذا المجلد .

5.1 مساهمات Spanos في نمذجة الاقتصاد القياسي :

أوضح Spanos (1986 -1990) فشل الطريقة التقليدية في النمذجة نظراً لإهمالها التركيب الزمني للبيانات وفرض النظرية الاقتصادية عبر النموذج دون وضع اعتبار لميزات البيانات تحت الدرس . وبالنسبة له ، فإن البيانات المشاهدة هي محصلة عملية توليد بيانات Data (DGP)) (Generation Process تحاول النظرية تفسيرها . وتعتبر التغيرات في البيانات المشاهدة نتيجةً لعوامل ذات علاقة بنظرية بعينها وأيضاً بعوامل أخرى ، مثل البيانات المعيبة وأخطاء المشاهدة .. إلخ ، والتي ليس لها علاقة بالنظرية الأخيرة . لذلك يعيب Spanos على طريقة التقليديين في النمذجة افتراض « توافق النظرية مع عملية توليد البيانات DGP لو لم تعتبر حدود

---

(9) هذا المدى يصف بصورة رئيسية اللايقين في النموذج ويجب أن لا يخلط بينه وبين فترة الثقة المتعلقة باللايقين في العينة .

الخطأ » . على أية حال ، كما قام Spanos بنقد طرق أخرى لنمذجة الاقتصاد القياسي بسبب ضعف ارتباطها مع النظرية (ذلك يضم نماذج LSE وأيضاً نماذج VAR غير المقيدة) .

ولكي يعطي دوراً مهماً للنظرية والبيانات معاً ، اقترح Spanos التمييز بين أربعة أنواع من النماذج :

- **النموذج النظري** : وهو عبارة عن تعبير رياضي عن العلاقات النظرية تحت الدراسة .
- **النموذج الإحصائي** : ويعرف هذا النموذج بدلالة المتغيرات العشوائية التي تنتج عنها البيانات المشاهدة . هذا النموذج مستقل عن الاعتبارات النظرية ويعطي المعلومات والافتراضات المتعلقة بهيكل العلاقة ، كالبارامترات المرغوب فيها ، ومعلومات استنتاجية عن هذه البارامترات ، وخواص المتغيرات العشوائية تحت الدراسة وتوزيعاتها الاحتمالية ومميزات المعاينة[10] .
- **النموذج القابل للتقدير (Estimable)** : هذا النموذج مشتق مباشرة من النموذج الإحصائي ، والفرق الوحيد بين الاثنين الذي أوضحه Spanos ، هو أن النموذج الإحصائي له فقط تفسير إحصائي ، بينما النموذج القابل للتقدير له تفسيرات إحصائية ونظرية معاً . بالإضافة إلى ذلك أنه في هذه المرحلة يجب إجراء اختبارات سوء التوصيف لافتراضات النموذج الإحصائي .
- **نموذج الاقتصاد القياسي التجريبي** : هذ النموذج يمثل المحصلة النهائية لعملية النمذجة ، وهو مشتق من تقديرات النموذج القابل للتقدير ولكن بعد تطبيق اختبارات الفحص والتشخيص لكي يتم التأكد من أن النموذج ملائم إحصائياً وذو مغزى نظري .

تبدأ طريقة Spanos بنظرية معينة وتكوين نموذج ملائم إحصائياً . وملاءمة النموذج الأخير يمكن تأسيسها من خلال اختبارات سوء التوصيف المختلفة ، وبمجرد تكوين وتقدير النموذج الملائم إحصائياً يمكن الحصول على نموذج اقتصاد قياسي تجريبي متسق مع نموذج إحصائي . وطالما أن هناك العديد من نماذج الاقتصاد القياسي التجريبية المتسقة مع نموذج إحصائي معين ، فيمكن الاختيار بين النماذج البديلة باستخدام معايير اختيار كثيرة ، وتشمل تلك المعايير الآتي :

- الاتساق النظري
- جودة التوفيق
- المقدرة التنبؤية

(10) لمزيد من التفاصيل انظر الفصل 26 من Spanos (1986)

ـــ القوة (Robustness)

ـــ الشمول (Encompassing)

ـــ الشح (أقل عدد ممكن من المعالم) (Parsimony)

وبالرغم من الجهود التي بذلها Spanos في وضع المزج الصحيح بين النظرية والبيانات ، لكن يؤخذ عليه أيضاً تهميش دور النظرية ، فعلى سبيل المثال ، أظهر Darnell و Evans (1990) أنه حتى الخواص الإحصائية للسلاسل الزمنية لا يمكن عزلها عن محتواها الاقتصادي[11] .

6.1 مساهمات أخرى لنمذجة الاقتصاد القياسي :

من وجهة نظرنا هناك ثلاثة أعمال نظرية أخرى أثرت بشكل كبير على نمذجة الاقتصاد القياسي ، وتلك هي : أعمال Lucas و Sargent في التوقعات الرشيدة ، وأعمال Zellner و Palm فيما يتعلق بنماذج SEMTSA ، والأعمال الحالية في المتغيرات غير الساكنة وذات التكامل المشترك .

خلقت نظرية التوقعات الرشيدة (Rational Expectation) ثورة في مجال الاقتصاد القياسي ، ويرجع الفضل الأول لمدرسة التوقعات الرشيدة ، التي قادها Lucas و Sargent ، إلى الاهتمام بالمعالجة الواضحة والداخلية للتوقعات في نماذج الاقتصاد القياسي . ثانياً ، أعطت نماذج التوقعات الرشيدة الاهتمام اللازم للبناء الزمني للبيانات ؛ ثالثاً ، ركزت هذه النظرية على أهمية قيود المعادلات ـــ المقطعية كطريق للوصول إلى التعريف دون اللجوء إلى المنهج الخاص بطريقة التقليديين . رابعاً ، كانت نظرية التوقعات الرشيدة وراء تطور جديد لأساليب التقدير وإجراءات الاختبار وخوارزميات الحل ، خامساً ، وكانت أيضاً مدرسة التوقعات الرشيدة وراء تعديلات وولادة كثير من الأساليب المستخدمة في تقويم السياسة من خلال نماذج MEM's .

وركزت أعمال Zellner و Palm (1974) ، وكثير من الأعمال ، مرة أخرى على القوة التنبؤية الضعيفة لنماذج المعادلات الآنية (SEM) بالمقارنة مع نماذج السلاسل الزمنية (TSM) . وقد قادهما ذلك لاقتراح تنبؤ مشترك ينشأ من عدة أنواع من النماذج ، واستخدام نماذج السلاسل الزمنية (TSM) . ذات المتغير الواحد كمقياس مقابل لتقويم أداء نماذج المعادلات الآنية (SEM) أما التحليل الذي يجمع بين خواص السلاسل الزمنية للبيانات مع معلومات النماذج الهيكلية فأصبح يعرف بنمذجة الاقتصاد القياسي الهيكلية وتحليل السلاسل الزمنية (SEMTSA) .

---

(11) Darnell & Evans ، مصدر سبق ذكره ، ص90 .

يبدأ منهج SEMTSA بتوصيف نموذج هيكلي يستند على النظرية الاقتصادية ويستنتج تضمينات هذا التوصيف بدلالة عمليات السلاسل الزمنية ذات المتغير الواحد. على سبيل المثال، إذا احتفظنا بفرضية الدخل الدائم في الاستهلاك (Permanent Income Hypothesis)، فهذا يعني أن الفروق الأولى للاستهلاك تتبع عملية متوسط متحرك من الدرجة الأولى بمتوسط صفري[12]، فإذا لم تعزز نتائج السلاسل الزمنية الفرضية المتبناة (المتوسط المتحرك)، فيتوجب إجراء توصيف جديد. لذلك، وكما أبرز palm (1990)، فإن SEMTSA تعرض استراتيجية بحث تدريجية.

لقد كان هناك أثر كبير في نمذجة الاقتصاد القياسي نتيجة للأعمال المتراكمة في المتغيرات غير الساكنة والتي انتهت بالعمل في التكامل المشترك (Cointegration). وقد جذبت هذه الأعمال الانتباه لكثير من المشاكل التي تواجهها نمذجة الاقتصاد القياسي وذلك مثل مشكلة الانحدار الزائف (Spurious)، وخطورة تفسير الاختبارات التقليدية t و F في حالة المتغيرات غير الساكنة أو المشتركة التكامل. علاوة على ذلك، إن الارتباط بين نماذج تصحيح الخطأ ECM's، التي نجحت تجريبياً، وخواص التكامل المشترك، قد أنشأ منهجية جديدة لصياغة النماذج الدينامية[13].

إن الفصول اللاحقة في هذا المجلد سوف تلقي الضوء على أهم التطورات في المناهج والطرق المذكورة أعلاه.

(12) انظر: Palm (1990)، ص537

(13) انظر الفصل 5 من هذا المجلد.

الفصل الثاني

تقدير نماذج الاقتصاد القياسي: عرض أولي

جذبت التقديرات، خلال السنوات الماضية اهتماماً أكثر من أي موضوع آخر في الاقتصاد القياسي، معظم أساليب التقدير المبكرة التي تعود إلى نماذج الاقتصاد القياسي MEM كانت نتاج، أو تأثرت، بأبحاث لجنة Cowles التي كانت تهدف إلى تطوير أساليب تقدير نماذج المعادلات الآنية العشوائية SEM، وركزت هذه الجهود بصورة رئيسية على التقدير لنماذج المعادلات الآنية الخطية المحددة مسبقاً (A Priori Specified).

ومن التطورات الأخرى التي قادت إلى تطور جديد في أساليب التقدير، نذكر النماذج الدينامية، ونماذج السلاسل الزمنية والمتغيرات الكامنة وتكوين التوقعات والمتغيرات التابعة المحددة، ونماذج الاختيار غير المتصل ونماذج المعاملات العشوائية ونماذج عدم التوازن والنماذج غير الخطية. كل هذه التطورات وثيقة الصلة بنماذج الاقتصاد القياسي الكلي. وقد حاولنا في هذا المجلد تلخيص تأثيرات بعض هذه التطورات على نماذج MEM's وقبل أن نقوم بتلك المهمة، دعنا نراجع بعجالة أساليب التقدير التقليدية.

1.2 تقدير نماذج المعادلات الآنية الخطية LSEM:

يمكن أن نكتب الشكل العام لنظام المعادلات الآنية العشوائية في صيغة المصفوفات الآتية:

$$Y\Gamma + XB = U \qquad (1-2)$$

حيث:

Y : مصفوفة بأبعاد TxN من المتغيرات الداخلية

X : مصفوفة بأبعاد TxK من المتغيرات المحددة مسبقاً

Γ : مصفوفة غير منفردة بأبعاد NxN

B : مصفوفة البارامترات بأبعاد KxN

U : مصفوفة حدود الخطأ بأبعاد TxN

أما الافتراضات الإحصائية للنموذج فهي كالآتي :

(أ) $\{u_t\}$ هي متتالية بعدد N متجه وذات توزيع مستقل ومتكافىء (i.i.d) ولها وسط يساوي صفراً ومصفوفة تغاير غير معروفة Σ . وبعبارة أخرى :

$$E(U)=0 \quad , \quad E\{\frac{1}{T}\, U'U\} = \sum$$

$$(E(UU') = \sum \otimes I_T \quad \text{(أو تكافىء)}$$

(ب) رتبة X هي K و $\text{Lim}\ \frac{1}{T} X'X$ موجودة ، ومحدودة وغير منفردة .

(جـ) Γ غير منفردة

(د) كل عنصر قطري في Γ يساوي واحداً (قاعدة التطبيع Normalization Rule) ، الصيغة المختزلة لنموذج (1) يمكن كتابتها كالآتي :

$$Y = X\Pi + V \qquad (2\text{-}2)$$

حيث :

$$\Pi = -B\Gamma^{-1} \qquad (3\text{-}2)$$

$$V = U\Gamma^{-1} \qquad (3\text{-}2)$$

وتحقق المصفوفة V الخاصيات التالية :

$$E(V) = 0 \quad \text{و} \quad E(VV') = \Omega = \Gamma^{-1'}\Sigma\Gamma^{-1} \qquad (4\text{-}2)$$

ويمكن كتابة المعادلة الهيكلية رقم j للنموذج (1) كالآتي :

$$y_j = Y_j\gamma_j + X_j\beta_j + u_j \qquad (5\text{-}2)$$

حيث أبعاد $y_j, Y_j, \gamma_j, X_j, \beta_j$ و u_j هي على التوالي $(Tx1)(TxN_j), (N_jx1), (TxK_j), (K_jx1)$ و (Tx1). ومن الواضح أن N_j و K_j تمثل المتغيرات الداخلية والخارجية في المعادلة j ، أما

Y_j فهي المتغير الداخلي المعياري للمعادلة .

المعادلة رقم (5) يمكن إعادتها كالآتي :

$$(6\text{-}2) \qquad y_j = Z_j \delta_j + u_j$$

حيث :

$$(7\text{-}2) \qquad Z_j = [Y_j : X_j] \quad \text{و} \quad \delta_j' = [\gamma_j' \beta_j']'$$

وبدمج N معادلة في النظام يمكن كتابة معادلة (1) بالشكل الآتي :

$$(8\text{-}2) \qquad Y = \tilde{Z}\delta + u$$

حيث :

$$Y = (Y_1', Y_2', \ldots, Y_N')'$$

$$\delta = (\delta_1', \delta_2', \ldots, \delta_N')'$$

$$u = (u_1', u_2', \ldots, U_N')'$$

$$\tilde{Z} = \mathrm{Diag}(Z_1, Z_2, \ldots, Z_N)$$

بكلمات أخرى ، معادلة (8) هي عبارة على توصيف مصغر للنموذج الآتي :

$$(9\text{-}2) \qquad \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_1 & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & Z_2 & & \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & & & Z_N \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_N \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \vdots \\ U_N \end{pmatrix}$$

من بين المشاكل التي تواجه نماذج المعادلات الآنية هي مشكلة التعريف (Identification) . وقد عولجت هذه المشكلة بصورة مكثفة في الأدبيات[14] .

وبالنسبة لنموذجنا فإن قضية التعريف تحاول أن تجيب على السؤال التالي : هل المعادلة (3) تحدد بصورة منفردة δ_j عندما تكون II محددة ؟

---

(14) لمسح جيد في هذه القضية ، انظر Hsiao (1984) .

المعادلة (3) يمكن تقسيمها إلى كتلتين (Blocks) من المعادلات[15] :

$$\pi_{j1} - \Pi_{j1}\,\gamma_j = \beta_j \quad (10\text{-}2)$$

$$\pi_{j0} - \Pi_{j0}\,\gamma_j = 0 \quad (11\text{-}2)$$

البلوك الأول له K_j معادلة في K_j مجهول بمجرد معرفة γ_j's . أما البلوك الثاني فيحتوي على $K_{(j)}$ معادلة في N_j مجهول حيث $K_{(j)}$ هو عدد المتغيرات المحددة مسبقاً وغير المدرجة في المعادلة j .

ويجب أن نشير بأنه إذا كانت γ's وحيدة التحديد في (11) فإن β_j's أيضاً تكون وحيدة التحديد ، وبالتالي تكون المعادلة تحت الدرس قد تم تعريفها .

من الواضح من معادلة (11) أن γ_j تكون وحيدة التحديد إذا كان وفقط إذا كان (iff) :

$$N_j = \text{رتبة}\ \Pi_{j0} \quad (12\text{-}2)$$

بكلمات أخرى ، نحتاج إلى N_j معادلة مستقلة في N_j مجهول . ويشار إلى المعادلة (12) **بشرط رتبة التعريف** ، والشرط الضروري للمعادلة (12) هو أن عدد المعادلات المستقلة يساوي عدد المجاهيل N_j ، أي :

$$K_{(j)} \geq N_j \quad (13\text{-}2)$$

المعادلة (13) تسمى **شرط ترتيب التعريف** وهي تعني أن عدد المتغيرات الخارجية غير المتضمنة يجب أن يكون أكبر أو يساوي عدد المتغيرات الداخلية المتضمنة (ما عدا المتغيرات الداخلية المطبعة أو المعيارية) . إجمالاً ، يمكن أن نضع شرط التعريف لنماذج المعادلات الآنية الخطية SEM's كالآتي :

- إذا لم تتحقق المعادلة (12) ، فإن δ_j لم تُعرَّف أو هناك تعريف أقل من اللازم (Under Identified) .
- إذا تحققت المعادلة (12) ، وكان $K_{(j)} = N_j$ ، فإن δ_j قد تم تعريفها بالضبط (Exactly Identified) .

---

(15) انظر : Amemiya (1985) .

ـــ إذا تحققت المعادلة (12)، وكانت $N_j > K_{(j)}$ ، فإن δ_j معرّفة أكثر من اللازم (Over Identified).

ويجب أن نشير في هذه المرحلة إلى أن المتطابقات في SEM لا تؤثر على شرط الرتبة ولا شرط الترتيب، وبالإمكان أن يسمح لكل المتطابقات بالظهور بوضوح في النموذج أو بإحلالهما في معادلات هيكلية أخرى.

والمشكلة الثانية التي تبرز في نماذج SEM's هي مشكلة التقدير. فبالنسبة لمعادلة مثل المعادلة رقم (5)، التقدير المقترح للبارامترات المتضمنة يمكن حصره في ثلاثة أنواع رئيسية[16]:

(أ) طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS).

(ب) النوع الثاني للمقدرات ويسمى مقدرات المعلومات المحددة (Limited Information Methods)، وتأخذ في الحسبان الحقيقة القائلة بأن المعادلة تحت الدرس تنتمي إلى نظام المعادلات ولكن تستخدم القيود المسبقة الخاصة بالمعادلة فقط في عملية التقدير.

(جـ) النوع الثالث للمقدرات يستفيد من حقيقة أن المعادلة المقدرة تنتمي إلى نظام معادلات ويأخذ في الحسبان كل القيود المسبقة لهذا النظام. والمقدرات التي تقع تحت هذا النوع تسمى المقدرات ذات المعلومات الكاملة (Full Information Methods).

النوع الأول من هذه المقدرات أي مقدرات OLS لا يتطلب معالجة خاصة طالما أنها معروفة بتحيزها وعدم اتساقها. على أية حال، فإن النوع الثاني والثالث هما أكثر استخداماً عند التطبيق ويحتاجان إلى بعض من التوضيح.

1.1.2 مقدرات ذات معلومات محددة:

في هذا الجزء سوف نركز الاهتمام على تقدير البارامترات لمعادلة هيكلية واحدة في النظام. ولسهولة التحليل، سوف نفرض أن المعادلة تحت الدرس هي أول معادلة في النظام، والتي يمكن كتابتها كالآتي:

$$y_1 = Y_1 \gamma_1 + X_1 \beta_1 + u_1 = Z_1 \delta_1 + u_1 \quad (14\text{-}2)$$

أما معادلات الصيغة المختزلة (Reduced- Term) لبقية المتغيرات الداخلية فتعطى كالتالي:

(16) Fisher (1991).

$$Y_1 = X\Pi_1 + V_1 \qquad (15\text{-}2)$$

فمن الواضح أن المعادلة (15) هي شبه مجموعة (Subset) في المعادلة (2) حيث تتضمن المتغيرات الداخلية المدرجة في المعادلة الهيكلية الأولى فقط .

وكما أشار Amemiya (1985) ، فإن النموذج المعرف بالمعادلة (14) والمعادلة (15) يمكن اعتباره بنموذج معادلات آنية مبسط حيث تظهر الآنية في المعادلة الأولى فقط .

ومن الآن فصاعداً سوف نسمي النموذج (15)-(14) نموذج المعلومات المحددة والنموذج (1) بنموذج المعلومات الكاملة . ومن أكثر المقدرات استخداماً في نوع نموذج المعلومات المحددة مقدرُ الاحتمال الأعظم ذو المعلومات المحددة (LIML) ، ومقدر المربعات الصغرى على مرحلتين (2SLS) ومقدر المتغير المساعد (IV) .

1.1.1.2 مقدر الاحتمال الأعظم ذو المعلومات المحددة :

نحصل على مقدر الاحتمال الأعظم ذي المعلومات المحددة بتعظيم الكثافة المشتركة لـ y_1 و Y_1 باعتبار فرضية التوزيع الطبيعي بالنسبة لبارامترات النموذج تحت القيد الذي يربط هيكلها بالشكل المختزل لذلك النموذج .

ولنرى ذلك ، دعنا نكتب الشكل المختزل الخاص بالمعادلة الأولى :

$$[y_1 \quad Y_1] = [X_1 \quad X_0] \begin{bmatrix} \pi_1 & \Pi_1 \\ \pi_0 & \Pi_0 \end{bmatrix} + [v_1 \quad V_1] \qquad (16\text{-}2)$$

وبصورة أكثر اختصاراً :

$$Y_1^o = X\Pi_1^o + V_1^o \qquad (17\text{-}2)$$

لو رمزنا إلى مصفوفة تغاير حدود الخطأ في الصيغة المختزلة في (16) بـ Ω_1^0

$$\Omega_1^o = \begin{pmatrix} w_{11} & w_1' \\ w_1 & \Omega_{11} \end{pmatrix} \qquad (18\text{-}2)$$

إذن تعطى الكثافة المشتركة لـ Y_1, y_1 كالتالي :

$$\text{Log}\, L_1^o = \frac{-T}{2} \left[(N_1 + 1)\, \text{Log}\, 2\pi + \text{Log} |\Omega_1^o| \right] \qquad (19\text{-}2)$$

$$- \frac{1}{2} \sum_t (Y_{1t}^o - x_t' \Pi_1^o)' \Omega_1^{o^{-1}} (Y_{1t}^o - x_t' \Pi_1^o)$$

ويكون مقدر LIML ليس أكثر من مقدر يعظم $\text{Log } L_1^0$ تحت القيد الـذي تربطـه الصيغة الهيكلية للنموذج بصيغته المختزلة :

$$\pi_{11} - \Pi_{11} \gamma_1 = \beta_1 \quad (20\text{-}2)$$

$$\pi_{10} - \Pi_{10} \gamma_1 = 0 \quad (21\text{-}2)$$

دعنا نعيد كتابة المعادلة (14) كالتالي :

$$y_1 - Y_1 \gamma_1 = X_1 \beta_1 + u_1 \quad (22\text{-}2)$$

أو كبديل لها على الشكل التالي :

$$y_1^o = Y_1^o \gamma_1^o = X_1 \beta_1 + u_1 \quad (23\text{-}2)$$

حيث :

$$\gamma_1^o = (1, -\gamma_1)' \quad (24\text{-}2)$$

ويمكن إثبات أن تعظيم $\text{Log } L_1^0$ مكافىء للنهاية الصغرى للمعدل الآتي بالنسبة لـ r_1^0 :

$$\lambda_1 = \frac{\gamma_1^{o'} Y_1^{o'} M_1 Y_1^o \gamma_1^o}{\gamma_1^{o'} Y_1^{o'} M Y_1^o \gamma_1^o} \quad (25\text{-}2)$$

حيث :

$$M_1 = I - X_1(X_1'X_1)^{-1} X_1' \quad \text{و} \quad M = I - X(X'X)^{-1} X' \quad (26\text{-}2)$$

افرض أن :

$$W_1 = Y_1^{o'} M_1 Y_1^o = [y_1 \; Y_1]' M_1 [y_1 \; Y_1] \quad (27\text{-}2)$$

وأيضاً :

$$W = Y_1^{o'} M Y_1^o = [y_1 \; Y_1]' M [y_1 \; Y_1] \quad (28\text{-}2)$$

وبتفاضل λ_1 بالنسبة إلى r_1^0 وجعل النتيجة تساوي متجه الصفر ، نتحصل على :

$$(W_1 - \lambda_1 W)\ \gamma_1^0 = 0 \qquad (29\text{-}2)$$

ومعادلة (29) سوف يكون لها حلّ غير صفري إذا تحقق الشرط التالي :

$$|W_1 - \lambda_1 W| = 0 \qquad (30\text{-}2)$$

ومعادلة (30) تعطي كثير الحدود في λ_1 . والذي يمكن حله لأصغر جذر $\hat{\lambda}_1$. وبمجرد الحصول على $\hat{\lambda}_1$ يمكن إدخالها مرة أخرى في (29) لنحصل على γ_1^0 . وبوضع العنصر γ_1^0 مساوياً للوحدة ونعرف $\hat{\gamma}_1^0 = Y_1^0\ \hat{\gamma}_1^0$ نحصل على β_1 بانحدار $\hat{Y}_1^0$ على X_1 .

القاعدة الواضحة لتقدير LIML التي اقترحها Anderson و Rubin وكتبت في (1985) Amemiya هي كالتالي :

$$\hat{\delta}_{LIML} = [Z_1'(I - \lambda_1 M) Z_1]^{-1}\ Z_1'(I - \lambda_1 M_1)\, y_1 \qquad (31\text{-}2)$$

حيث λ_1 أصغر جذر مميز لـ $W^{-1} W_1$ ، مع الاحتفاظ بالرموز نفسها الموضحة أعلاه .
ويجب أيضاً أن نشير إلى أن طالما أن محدد W ليس صفراً ، فإن الشرط (30) يمكن كتابته كالتالي :

$$|(W^{-1}) W_1 - \lambda_1 I| = 0 \qquad (32\text{-}2)$$

ويتبع ذلك بأن $\hat{\lambda}_1$ يجب أن تكون أيضاً أصغر جذر مميز لـ $W^{-1} W_1$. وبما أن أغلب برامج الحاسوب تتضمن حساب الجذور المميزة والمتجهات المميزة للمصفوفات المتماثلة ، يمكن أن تنشأ مشكلة للمصفوفة $W^{-1} W_1$ نتيجة لحقيقة أنها غير متماثلة ، وكما أوضح (1993) Greene ، يمكن تجاوز هذه المشكلة طالما أن الجذور المميزة لـ $W^{-1} W_1$ هي تلك نفسها الموجودة في المصفوفة المتماثلة الآتية : $W^{-\frac{1}{2}} W_1 W^{-\frac{1}{2}}$.

المقدر LIML متسق ويتبع تحت فرضية التوزيع الطبيعي معيار الكفاءة بين مقدرات المعادلة الفردية . إضافة لذلك ، يكون له التوزيع التقاربي نفسه (Asymptotic) لمقدر المربعات الصغرى على مرحلتين والذي سوف نناقشه في الجزء التالي .

2.1.1.2 مقدر المربعات الصغرى على مرحلتين 2SLS :

مقدر المربعات الصغرى على مرحلتين الذي اقترحه Theil هو من أكثر المقدرات استخداماً في التطبيق ، وشكله العام يكون كما يلي :

$$\hat{\delta}_{2SLS} = (Z_1' P Z_1)^{-1} Z_1' P y_1 \qquad (33-2)$$

حيث : $P = X(X'X)^{-1} X^{-1}$

هذا المقدر متسق ويمكن أن نوضح الآتي :

$$\sqrt{T}\,(\hat{\delta}_{2SLS} - \delta) \sim N(0, \sigma_1^2 A^{-1}) \qquad (34-2)$$

حيث : $A = plim \frac{1}{T} Z_1' P Z$. وأيضاً $\hat{\sigma}_1$ هي تباين حد الخطأ u_1 في معادلة (14)

ويمكن تقديره بالآتي :

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{(y_1 - Z_1 \hat{\delta})'(y_1 - Z_1 \hat{\delta})}{T} \qquad (35-2)$$

توجد عدة تفسيرات لمقدر المربعات الصغرى على مرحلتين[17] . الأولى كانت نتيجة لأعمال Theil ، حيث يستخدم التقدير على مرحلتين ، في المرحلة الأولى بدلت Y_1 في المعادلة (14) بقيمتها المقدرة $\hat{Y}_1$ من معادلة الانحدار (15) . أما المرحلة الثانية ، فتنشأ عن انحدار y_1 على $\hat{Y}_1$ و X_1 .

كما يمكن تفسير مقدر المربعات الصغرى على مرحلتين تقاربياً Asymptotically كأفضل مقدر لمتغيرات مساعدة (Instrumental variables Estimator) . دعنا نعرف مقدر المتغيرات المساعدة كالآتي :

$$\hat{\delta}_{IV} = (Z_1' P_s Z_1)^{-1} Z_1' P_s y_1 \qquad (36-2)$$

حيث : $P_s = S(S'S)^{-1} S'$

---

(17) مصدر سبق ذكره ، Amemiya

و S هي مصفوفة لها T من الصفوف وتستوفي الشروط التالية :
الحدود الاحتمالية للمصفوفة التالية $Plim\ T^{-1} S'S$* موجودة دالة مصفوفة غير صفرية .

$$* \text{ plim } T^{-1} S'u_1 = 0 \qquad (36\text{-}2)'$$

$$* \text{ plim } T^{-1} S'V_1 = 0$$

وتحت هذه الشروط يمكن أن نوضح أن مصفوفة التباين والتغاير التقاربية لـ

$\sqrt{T}\,(\hat{\delta}_{2SLS}-\delta)$ تكون أصغر ، بلغة المصفوفات ، من أي مصفوفة تغاير لـ $\sqrt{T}\,(\hat{\delta}_{IV}-\delta)$
وبالتالي نكون قد أثبتنا برهان كفاءة التقاربية لمقدر المربعات الصغرى على مرحلتين 2SLS .

التفسير الثالث الذي يتبع يكون سهلاً عندما نريد الحصول على مقدرات متسقة عندما تكون بعض المتغيرات التابعة في النظام نوعية (Qualitative) ، أو مبطورة (Truncated) أو مراقبة (Censored) .

دع الشكل المختزل لـ Y_1 يكون كالتالي :

$$y_1 = X\Pi_1 + V_1 \qquad (37\text{-}2)$$

تتطلب المعادلة (37) سوياً مع معادلة (14) و (15) الآتي :

$$\pi_1 = \Pi_1\gamma_1 + J_1\beta_1 \qquad (38\text{-}2)$$

حيث J_1 مصفوفة أحادية وصفرية بحيث $XJ_1 = X_1$
ومن المعادلة 38 نحصل على العلاقة التالية :

$$\hat{\pi}_1 = \hat{\Pi}_1\gamma_1 + J_1\beta_1 - (\hat{\pi}_1 - \pi_1)\gamma_1 \qquad (39\text{-}2)$$

حيث $\hat{\pi}_1$ و $\hat{\Pi}_1$ هي المقدرات الصغرى الاعتيادية لـ π_1 و Π_1 على التوالي . إذن ، مقدر المربعات الصغرى على مرحلتين يمكن تفسيره كمربعات صغرى معممة مطبقة على المعادلة (39)[18] .

يمكن فهم ذلك ، بملاحظة المعادلة (39) التي يمكن الحصول عليها بضرب معادلة (14) في $(X'X)^{-1}X'$.

---

(18) مصدر سبق ذكره ، Amemyia ، ص240 .

المقدران الأخيران ، LIML و 2SLS لهما خاصية التقاربية نفسها وبالتالي يصعب تفضيل أحدهما على الآخر . إضافة لذلك ، كثير من خواص العينة الصغيرة المتاحة لمقدر المربعات الصغرى على مرحلتين من الصعب توفرها عند مقدر أعظم احتمال محدود المعلومات LIML[19] بالرغم من ذلك ، من ناحية حسابية بحتة ، فإن طريقة المربعات الصغرى على مرحلتين تفضل على طريقة أعظم احتمال محدود المعلومات .

من ناحية أخرى ، فإن المقدرين يعودان إلى عائلة مقدرات الدرجة K- Class K Estimators) . وقد عرف Schmidt (1976) طبقة المقدرات -k لـ γ_1 و β_1 في معادلة (14) كالتالي :

$$(40\text{-}2)\quad \hat{\delta}_k = \begin{pmatrix} \hat{\gamma}_1 \\ \hat{\beta}_1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Y_1'Y_1 - k\hat{V}_1'\hat{V}_1 & Y_1'X_1 \\ X_1'Y_1 & X_1'X_1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} (Y_1 - k\hat{V}_1)'y_1 \\ X_1'y_1 \end{pmatrix}$$

حيث :

$$\hat{V}_1 = Y_1 - \hat{Y}_1 = Y_1 - X(X'X)^{-1}X'Y_1 = MY_1$$

وبعد ذلك توصل إلى النتيجة التالية :

(1) طبقة المقدر -k تكون متسقة إذا plim k = 1 ولها التوزيع التقاربي نفسه مثل 2SLS إذا كان $plim\ \sqrt{T}\ (k-1) = 0$.

(2) إذا كان مقدر OLS هو مقدر الطبقة -k حيث مع k = 0 (يكون في هذه الحالة مقدر OLS غير متسق وذلك حسب النتيجة (1)) .

(3) مقدر 2SLS هو مقدر لطبقة -k المطابق إلى k = 1 .

(4) مقدر LIML هو مقدر الطبقة -k المطابق إلى $k = \hat{\lambda}_1$ حيث $\hat{\lambda}_1$ هو أصغر جذر مميز لـ $W^{-1}W^{1}$[20] .

3.1.1.2 مربعات صغرى على مرحلتين بارتباط ذاتي :

يتطلب وجود الارتباط الذاتي في حدود الخطأ استخدام إجراءات تقدير خاصة :

---

(19) مصدر سبق ذكره ، Fisher .

(20) نرجو ملاحظة أن كل الجذور المميزة لـ $W^{-1}W_1$ أكبر من أو تساوي الوحدة .

حيث يتسبب الارتباط الذاتي في تقدير غير كفء عند غياب متغيرات داخلية بفترة إبطاء ، وتكون المعالجة للارتباط الذاتي في هذه الحالة هي التوسع المبسط لطريقة (CORC) Cochrane- Orcutt . لتوضيح هذه الحالة سوف نأخذ مثالاً عن الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى :

$$u_{j,t} = \rho_j u_{j,t-1} + \epsilon_{j,t} \quad (41\text{-}2)$$

حيث تمثل j رقم المعادلة

وبعمل التحويل الاعتيادي ، يمكن تبسيط المعادلة الهيكلية j^{th} كالتالي :

$$y_{t,j} - \rho_j y_{t-1,j} = (Y'_{t,j} - \rho_j Y'_{t-1,j})\gamma_j + (x'_{t,j} - \rho_j x'_{t-1,j})\beta_j + \epsilon_t \quad (42\text{-}2)$$

ومن ناحية أخرى يكون الحصول على التقدير المتسق لـ P_j كالتالي :

$$\hat{\rho}_j = \frac{\sum_t \hat{u}_{t,j}\,\hat{u}_{t-1,j}}{\sum_t \hat{u}^2_{t,j}} \quad (43\text{-}2)$$

حيث $\hat{u}_{tj}$ بواقٍ متحصل عليها من خلال تقدير متسق لـ δ_j . وفي مثل هذه الحالة يمكن أن نجري التقدير على ثلاث مراحل[21] :

(1) تقدير II_j في معادلة (15) ومنها نحسب $\hat{Y}_j$

(2) تقدير δ_j بطريقة 2SLS وتقدير p_j حسب معادلة (43) .

(3) وباستخدام $\hat{Y}_{tj}$ نحتسب مقدر المربعات الصغرى العام والممكن (FGLS) اعتماداً على معادلة (42) ، فإذا كانت المعادلة تحت الدراسة تحتوي على متغيرات داخلية بفترة إبطاء حينئذٍ تعطي الإجراءات التي وضعناها أعلاه تقديراً غير متسق .

اقترح Fair (1970) في الحالة الأخيرة إجراءً لتنقيح التقدير بطريقة المربعات الصغرى على مرحلتين ، وهذا الإجراء يحتوي على تقدير المعادلة . في المرحلة الأولى استخدم المتغيرات المستقلة بفترة إبطاء كأداة لتلك المعادلة مثلها مثل قيم الإبطاء في كل المتغيرات الداخلية والخارجية المتضمنة . ولنوضح طريقة Fair ، دعنا نفترض المعادلة الهيكلية الآتية :

$$y_{1,t} = \gamma_1 y_{1,t-1} + \gamma_2 y_{2,t} + \beta_1 x_t + u_t \quad (44\text{-}2)$$

---

(21) Greene مصدر سبق ذكره .

إذن ، فالمتغيرات المساعدة والتي يجب أن تستخدم في المرحلة من (2SLS) بجانب قائمة كل المتغيرات الخارجية لا تظهر في المعادلة تحت الدراسة وهي $Y_{1,t-1}, Y_{1,t-2}, Y_{2,t-1}, X_t, X_{t-1}$

وبديل آخر لطريقة Fair هي طريقة Hatanaka . ولن نتعرض لهذه الطريقة هنا طالما أنها موضحة في الكتب الدراسية العادية للاقتصاد القياسي . كما أنها متوفرة بكثرة مع طريقة Fair في كثير من برامج الحاسوب .

4.1.1.2 مقدرات المتغير المساعد (IV) Instrumental Variable

كما ذكرنا سابقاً أن مقدر (2SLS) المطبق في المعادلة الأولى يمكن تفسيره كمقدر المتغير المساعد :

$$\hat{\delta}_{2SLS} = (Z_1' P Z_1)^{-1} Z_1' P y_1 = (\hat{Z}_1' Z_1)^{-1} \hat{Z}_1' y_1 \qquad (45\text{-}2)$$

حيث :

$$\hat{Z}_1 = X(X'X)^{-1} X' Z_1 = P Z_1 .$$

فإذا كان عدد المتغيرات المسبقة التحديد ، K ، أكبر نسبياً من عدد المشاهدات ، T (K>T)، فإن المصفوفة (X'X) سوف تكون منفردة ولن يكون مقدر المتغير المساعد الذي نقوم بحسابه حسب المعادلة (45) ممكناً ، وبالتالي تصبح طريقة (2SLS) (والتي أيضاً نقدرها حسب المعادلة (45)) غير ممكنة .

على أية حال ، ما زال يمكن الحصول على مقدر متغير مساعد باختيار شبه مجموعة متكونة من K_* متغير محدد مسبقاً والحصول على $(Y_1^* = X_*(X_*'X_*)^{-1} X_*'Y_1)$ ومن خلال تكوين المتغير المساعد الآتي : $Z_1^* = (Y_1^* X_1) Z_1^*$ يمكن لـ $\hat{Z}_1$ أن يحل محل $\hat{Z}_1$ في المعادلة (45) ليكون لنا مقدر متغير مساعد طالما أن Z_1^* تستوفي الخاصيات الواردة في (36) .

ويتبع من ذلك أن السبب الهام الأول في استخدام مقدر IV هي أن كثيراً من المقدرات مثل (2SLS) غير عملية إذا كانت T<K والسبب الهام الثاني لاستخدام المتغيرات المساعدة هو وجود ارتباط ذاتي في حدود الخطأ في معادلة الانحدار التي تتضمن المتغيرات الداخلية لفترة إبطاء .

قبل الدخول في نقاش كيفية اختيار الأدوات المساعدة Instruments سوف نتوقف قليلاً في قواعد وخاصيات تلك الأدوات .

أشار (1991) Fisher إلى أن قواعد اختيار المتغيرات المساعدة تقع عموماً في مجموعتين :

ـــ قواعد يجب ملاحظتها للحصول على مقدر متسق .

ـــ قواعد مبنية على حكم التجربة ، وتصمم لتحسين الكفاءة وتضمن الاتساق .

يمكن مناقشة قواعد الاتساق لحالة مقدر (2SLS) لكن النتيجة تكون عامة بما يكفي للتطبيق في أي مقدر IV .

وكما أشار Fisher حسب سياق المعادلة (14) أنه من الأخطاء الشائعة افتراض اتساق طريقة (2SLS) بسبب أنها تبدأ بمقدر متسق . والحقيقة هي أن (2SLS) متسقة بسبب Y_1 في المعادلة (14) تحل محل $\hat{Y}_1$ والتي لها بعض الخواص المرغوب فيها ، وهذه الخواص هي التي يجب أن تملكها المتغيرات المساعدة ، والتي يمكن تلخيصها في ما يلي :

(1) $\hat{Y}_1$ عبارة عن تشكيلة خطية لمتغيرات محددة مسبقاً . وذلك مطلوب لضمان أن هذه المتغيرات غير مرتبطة تقاربياً مع الخطأ u_1 (Disturbance) .

(2) يجب أن يكون هناك متغيرات محددة مسبقاً كافية لاستخدامها في المرحلة الأولى للانحدار ، بحيث تكون أعمدة $\hat{Y}_1$ و X_1 مستقلة خطياً .

يجب أن تظهر كل عناصر X_1 في قائمة الأدوات المستخدمة . لنرى ذلك دعنا نكتب Y_1 كالتالي :

$$Y_1 = \hat{Y}_1 + \hat{V}_1 \qquad (46\text{-}2)$$

إحلال $\hat{Y}_1$ بـ Y_1 في معادلة (14) مكافئة لإحلال معادلة (64) في معادلة (14)

$$y_1 = \hat{Y}_1 \gamma_1 + X_1 \beta_1 + u_1 + \hat{V}_1 \gamma_1 \qquad (47\text{-}2)$$

ويتبع من ذلك أن متطلبات الاتساق ليس فقط أن $\hat{Y}_1$ و X_1 غير مرتبطين خطياً ، بل أيضاً $\hat{Y}_1$ تكون غير مرتبطة مع $\hat{V}_1 a_1$.

الشرط الأخير يتحقق بتعامد $\hat{Y}_1$ و $\hat{V}_1$. تجدر الملاحظة أن X_1 أيضاً متعامدة مع $\hat{V}_1$ بشرط أن تكون عناصر X_1 بين المتغيرات المستقلة في هذه الانحدارات .

يجب استخدام قائمة الأدوات نفسها في كل انحدارات المرحلة الأولى للانحدارات والتي سوف تستخدم في تقدير (14) ، وإلا لن يكون هناك ضمانٌ بأن عناصر $\hat{Y}_1$ ستكون متعامدة لكل عناصر V_1 . على أية حال ، بالإمكان استخدام قوائم مختلفة للأدوات لتقدير معادلات مختلفة .

معطى الافتراضات السابقة ، ما هي الخواص التي تكون للمقدارت IV لكي نضمن الاتساق ؟ لنرى ذلك ، دعنا نضع في الاعتبار فكرة مقدر المتغيرات المساعدة الأمثل (OIV) .

وكما رأينا سابقاً أن مقدر IV الذي يحقق خواص معينة يكون متسقاً ، وفي الحالة العامة يعطى مقدر IV بالتالي :

$$\hat{\delta}_{IV} = (\hat{Z}_1' Z_1)^{-1} \hat{Z}_1' y_1 \qquad (48\text{-}2)$$

حيث $\hat{Z}_1$ هو مصفوفة Txk_1 ، الخواص أعلاه والتي تضمن لنا الاتساق لمقدر IV يمكن تلخيصها في الآتي :

(1) $plim \frac{1}{T} \hat{Z}_1' Z_1 \neq 0$; $\hat{Z}_1$ يجب أن ترتبط مع Z_1

(2) $plim \frac{1}{T} \hat{Z}_1' u_1 = 0$ الأدوات يجب أن لا تكون مرتبطة في وقت واحد (50-2)
Contemporaneously
مع حد الخطأ .

وبإعطاء الفرضية عالية ، يصبح لدينا :

$$plim\ \hat{\delta}_{IV} = \delta_{IV} \qquad (49\text{-}2)$$

و

$$\sqrt{T}\,(\delta_{IV} - \delta) \sim N\left(0,\ \sigma_{11}\left(\frac{\hat{Z}_1' Z_1}{T}\right)^{-1}\left(\frac{\hat{Z}_1' \hat{Z}_1}{T}\right)\left(\frac{\hat{Z}_1' Z_1}{T}\right)^{-1'}\right)$$

وقد اقترح Sargan في حالة أن عدد الأدوات أكبر من عدد المتغيرات (الباراميترات) ما يسمى مقدر المتغير المساعد المعمم (GIVE)[22] ، ومقدر GIVE عبارة عن امتداد لـ $\hat{\delta}_n$ المعطى في معادلة (48) حيث يتم اختيار الأدوات المثلى كدوال خطية لـ Z ، وإجراء GIVE يقترح الأدوات التالية :

$$\hat{Z}_1 = X(X'X)^{-1}X'Z_1 \qquad (51\text{-}2)$$

إذن ، يمكن أن نعطي مقدر GIVE لـ $\hat{\delta}_1$ كالتالي :

$$\hat{\delta}_{GIVE} = (\hat{Z}_1' Z_1)^{-1} \hat{Z}_1' y_1 = (Z_1' X (X'X)^{-1} X' Z_1)^{-1} Z_1' X (X'X)^{-1} X' y_1 \qquad (52\text{-}2)$$

---

(22) لمزيد من التفاصيل والمراجع ، انظر : Harvey (1990) & Spanos (1986) .

مقدر GIVE المشتق بالصورة أعلاه ليس فقط متسقاً بل أيضاً كفئاً . وقد أشار Spanos (1986) بأن عدد المقدرات المعروفة جيداً مثل LIML, 3SLS, 2SLS, GLS, OLS و FIML يمكن النظر إليها كمقدرات GIVE .

على سبيل المثال ، نلاحظ أن $\hat{Z}_1$ في معادلة (51) يمكن فصلها كالآتي :

$$\hat{Z}_1 = \left[X\hat{\Pi}_1 : X_1\right] = \left[\hat{Y}_1 : X_1\right] \qquad (53\text{-}2)$$

وبتعويض $Z_1 = [Y_1 : X_1]$ ومعادلة (53) في معادلة (52) يعطينا مقدر 2SLS ، ويمكن أن نوضح من ناحية أخرى ، بأن $\hat{\delta}_{GIVE}$ لها توزيع طبيعي متقارب مع $\hat{\delta}_1$ ومصفوفة تغاير :

$$Var\ (\hat{\delta}_{GIVE}) = \sigma_1^2 \left[Z_1'X(X'X)^{-1}X'Z_1\right]^{-1} \qquad (54\text{-}2)$$

بشرط أن $plim\ T^{-1}X'X = Q$ حيث Θ مصفوفة كثافة احتمال (ap.d)[23] ، وكما ذكرنا سابقاً أن مقدر GIVE هو مقدر أمثل يُختار من بين دوال خطية لـ X .

عرف Harsman (1984) الخطوط العامة لاشتقاق متغير مساعد خطي أمثل . دعنا نختار $\hat{Z}_1$ كتشكيلة خطية لمتغيرات محددة مسبقاً .

$$\hat{Z}_1 = XA_1 \qquad (55\text{-}2)$$

حيث A_1 بأبعاد kxM_1 تكون تحويلة خطية برتبة M_1 وأن M_1 هي أبعاد لـ δ_1

دع $D_1 = [\Pi_1 : I_1]$ مع I_1 مصفوفة اختيار والتي سوف تختار X_1 ،وهنا يمكن أن نعرف مقدرات OIV بحيث A_1 هي تلك المصفوفة التي تصغر التغاير التقاربي للمتغير المساعد العام المعطى بالمعادلة (47) في Hausman (1984) ، وقد أشار Hausman أن الاختيار الأمثل ليس وحيداً ولكن يجب أن يستوفى الشرط التالي :

$$plim\ \hat{A}_1 = D_1 \qquad (56\text{-}2)$$

حيث $\hat{A}_1$ هي تقدير متسق لـ A_1 ، وقد أوضح بأن مقدر 2SLS هو عبارة عن OIV مع $\hat{A}_1 = (X'X)^{-1}X'Z_1$ ، إضافة لذلك ، إن كل مقدرات الطبقة -k يمكن اشتقاقها كمقدرات IV .

---

(23) مصدر سبق ذكره ، Harvey

والقضية التي تطفو على السطح الآن هي من أين نحصل على الأدوات المحتملة لتحقيق الخواص أعلاه؟ الجواب هو : من النموذج نفسه ، وأكثر الأدوات شيوعاً هي المتغيرات الخارجية الحالية وبفترة إبطاء والداخلية بفترة إبطاء إذا لم يكن بها ارتباط ذاتي . وكما أبدى Fisher (1991) أن نوعاً آخر من الأدوات يجب أن يؤثر على المتغيرات الداخلية من خلال تأثيراتها على الأدوات الأخيرة . على سبيل المثال ، إن استخدام متغيرات خارجية بفترة إبطاء غير داخلة في المعادلة تحت الدرس يمكن تبريرها فقط إذا لم يكن بالاستطاعة استخدام المتغيرات الداخلية بفترة إبطاء لتلك المعادلة لأسباب ، مثل الارتباط الذاتي .

السؤال الثاني هو : ماذا نفعل إذا كان لدينا أدوات كثيرة؟ هناك إجابتان رئيستان لهذا السؤال ، الطريقة الأولى لمعالجة أدوات كثيرة هي من خلال استخدام طريقة مكونات رئيسية ، الثانية ، من خلال طريقة المتغيرات الأداتية المرتبة هيكلياً (SOIVE) .

تلخص طريقة المكونات الرئيسية المعلومات في قائمة الأدوات ، ويحتوي هذا الملخص على إبقاء الأدوات التي تقوم بتفسير الجزء الأكبر من تشتت المتغيرات الداخلية المعينة بالجزء الأيمن من المعادلة .

تحتوي طريقة SOIVE على تأسيس ترتيب تفضيلي للأدوات حسب المتغيرات الداخلية المعينة في الجزء الأيمن . ويجري هذا الترتيب من خلال سلسلة انحدارات للمتغير الداخلي تحت الدرس في أدوات مختلفة التشكيل لنرى الأداة التي يكون لها أضعف تأثير مستقل على المتغيرات الأخيرة وذلك بوجود الأدوات الأخرى .

يجب أن نضع في الاعتبار أن أدوات قليلة جداً تقود إلى فقدان الكفاءة وأنَّ كثيراً جداً منها يؤدي إلى فقدان الاتساق .

1.2.1.2 طرق نظام التقدير :

كما ذكرنا سابقاً ، طرق نظام التقدير ، على خلاف طرق التقدير محددة المعلومات تأخذ في الحسبان كل القيود المسبقة في ذلك النظام وبالتالي فهي أكثر كفاءة . بالرغم من ذلك ، هذه الخاصية تجعلهم ذوي كفاءة تقاربية في الوقت الذي تجعلهم أيضاً عرضة إلى الارتباط المتعدد وإلى أخطاء التوصيف وذلك طالما أن أية مشكلة تؤثر على معادلة واحدة ينتقل ذلك بالتالي لكل النظام . وسوف نناقش أهم اثنين لمقدرات النظام ، وهي ، مقدر الاحتمال الأعظم كامل المعلومات FIML ، وطريقة المربعات الصغرى على ثلاث مراحل 3SLS .

2.2.1.2 مقدر الاحتمال الأعظم كامل المعلومات FIML

تحتوي هذه الطريقة على تعظيم دالة الاحتمال أو إيجاد اللوغاريتم تحت كل القيود المتوفرة من كل المعلومات المسبقة .

دالة الاحتمال اللوغاريتمية تحت افتراض التوزيع الطبيعي يمكن أن تعطي كالتالي :

$$\text{Log } L = \frac{-NT}{2} \log 2\Pi + T\text{Log } \|\Gamma\| - \frac{T}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \text{tr } \Sigma^{-1} (Y\Gamma + XB)'(Y\Gamma + XB) \quad (57\text{-}2)$$

حيث : «Γ» تشير إلى القيمة المطلقة لمحدد Γ و tr تشير إلى الأثر Trace ، وبتفاضل Log L بالنسبة إلى Σ نحصل على :

$$\hat{\Sigma} = T^{-1}(Y\Gamma + XB)'(Y\Gamma + XB) \quad (58\text{-}2)$$

وبإدخال (58) في (57) نحصل على لوغاريتم الاحتمال المركز :

$$\text{Log } L^* = \frac{-T}{2} \log |(Y + XB\Gamma^{-1})'(Y + XB\Gamma^{-1})| \quad (59\text{-}2)$$

حيث تم حذف كل الحدود غير الضرورية .

كما أشار Amemiya (1985) ، يتطلب مقدر FIML الخضوع للشرط $T \geq N + k$ فبدون هذا الشرط فإن المحدد الأخير يمكن أن يكون مساوياً الصفر لبعض اختيارات β و Γ (غير وحيدة) .

مقدرات FIML هي قيم β و Γ التي تعظم LogL^* . ويمكن أن نبين أن مقدرات FIML لقيم Σ, Γ, β متسقة وتقاربية الكفاءة .

مقدرات FIML ، ماعدا بعض الحالات ، يمكن أن تكون معقدة بصورة غير عادية ومتضمنة محاسبياً وغالباً ما تُتطلَّب لإيجادها طرق متكررة غير خطية أقرب للفعالية .

3.2.1.2 الاحتمال الأعظم كامل المعلومات بوجود انحدار ذاتي للبواقي :

افترض أن حد الخطأ للنموذج له انحدار ذاتي من الدرجة 1 :

$$U = U_{-1}R + E \quad (60\text{-}2)$$

حيث R هي مصفوفة المعاملات .

وبتطبيق التحويل نفسه المطبق في النماذج ذات المعادلة الواحدة، يمكن أن نكتب نموذج رقم 1 كالتالي :

$$YΓ - Y_{-1}ΓR + XB - X_{-1}BR = E \tag{61-2}$$

اجعل $ΓR = Γ_1$ و $BR = B_1$، حينئذٍ يمكن كتابة (61) كالتالي :

$$YΓ - Y_{-1}Γ_1 + XB - X_{-1}B_1 = E \tag{62-2}$$

ويعطى لوغاريتم الاحتمال للنموذج (62) بالآتي :

$$\text{Log}\,L = C + N \log|Γ| - \frac{N}{2}\log|Σ|\,\frac{1}{2}\,\text{tr}\,(Σ^{-1}E'E) \tag{63-2}$$

حيث C ثابت و E كما هي معرفة في (61).

لوغاريتم L يجب أن يعظم بالنسبة لـ $B, Γ$ بوجود R كمعطى، وأيضاً معالجة X, Y_{-1}, Y و X_{-1} كمعطى، وهذا يكون مكافئاً تعظيم LogL في (63) بالنسبة لـ $B, Γ$، B_1 و $Γ_1$ تحت القيد الخطي التالي :

$$Γ_1 = ΓR \text{ and } B_1 = BR \tag{64-2}$$

يمكن الحصول على مقدرات الاحتمال الأعظم للقيم $B, Γ$ و R في النموذج (61) بإجراء خطوتين متكررتين[24]، أولاً، تحدد قيمة أولية إلى R، عموماً تكون الصفر، ويعظم لوغاريتم الاحتمال بالنسبة لقيم Γ و B، في الخطوة الثانية نأخذ قيم Γ و B المقدرة من الخطوة السابقة كمعطى ثم يعظم دالة الاحتمال بالنسبة لقيمه R، ونستمر في تكرار هذا الإجراء إلى أن نصل لنقطة التماس أو حل النظام Convergence.

3.2.1.2 طريقة المربعات الصغرى على ثلاث مراحل 3SLS :

يمكن وصف 3SLS بأنها تطبيق لطريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS) لنظام تم تقديره في المرحلة الأولى بطريقة 2SLS ثم أعيدت كتابته كمعادلة انحدار واحدة كبيرة[25]، ونظام المعادلات المعطى في المعادلة (1) يمكن كتابته كالتالي :

---

(24) لمزيد من التفاصيل والمراجع انظر : Chow (1983)

(25) مصدر سبق ذكره، Fisher

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_1 & & & \\ & Z_2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & Z_N \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_N \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{pmatrix} \qquad (65\text{-}2)$$

ويمكن كتابة (65) بصور أصغر كالتالي :

$$\underset{-}{y} = \underset{-}{Z}\,\underset{-}{\delta} + \underset{-}{u} \quad ; \quad \text{where } E(\underset{-}{u}\,\underset{-}{u}/) = \Sigma \otimes I_T \qquad (66\text{-}2)$$

الخطوات المختلفة المتضمنة في التقدير بطريقة 3SLS هي :

الخطوة الأولى : نحصل على مقدر 2SLS لـ $\hat{\delta}_i$; $i=1,\ldots,N$

الخطوة الثانية : نحسب 2SLS و $\hat{u}_1 = Y_1 - Z_1\hat{\delta}_i$ ؛ $i=1,\ldots,N$

الخطوة الثالثة : تقدير σ_{ij} عن طريق $\hat{\sigma}_{ij} = T^{-1}\hat{u}_i\hat{u}_j$ من ثم تطبيق FGLS للمعادلة (65) لنحصل على المقدر الآتي :

$$\hat{\delta}_{3SLS} = [\,\underset{-}{\hat{Z}}/(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)\,\underset{-}{\hat{Z}}\,]^{-1}\underset{-}{\hat{Z}}/\,(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)\,\underset{-}{y} \qquad (67\text{-}2)$$

حيث :

$$\hat{Z} = \text{Diag}\,(\hat{Z}_1, \hat{Z}_2, \ldots, \hat{Z}_N) \text{ and } \hat{Z}_i = X(X'X)^{-1}X'Z_i = PZ_i.$$

يكون $\hat{\delta}_{3SLS}$ متسقاً وكفئاً تقاربياً طالما أن له التوزيع التقاربي نفسه مثل مقدر FIML ، ولكن كما أشار Hausman ربما لا يحدث ذلك بوجود قيود على مصفوفة التغاير ، لأنه في الحالة الأخيرة يكون FIML أكثر كفاءة من 3SLS وأكثر كفاءة من أية مقدرات للمتغيرات المساعدة (IV) الأخرى ، وجدير بالذكر هنا نسبة لمتطلبات العينة يتطلب مقدر 3SLS أن تكون T>k بالضبط مثل مقدر 2SLS .

4.2.1.2 تقدير الصيغة المختزلة :

تقدير باراميترات الشكل المختصر هام جداً ، لأنه كلما كان التقدير أكثر دقةً وكفاءة كانت التنبؤات المقابلة المشتقة من الشكل المختصر أكثر دقة . لا تستخدم بارامترات الشكل المختصر المقدرة بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS كل المعلومات المتوفرة في النموذج ، نتيجة لذلك لا بد من اشتقاق تقدير أكثر كفاءة ، وسوف نوضح ذلك في هذا الفصل .

دعنا نعيد كتابة الشكل الهيكلي للنموذج (1) :

$$Y\Gamma + XB = U \quad (68\text{-}2)$$

وتكون الافتراضات الأساسية لحدود الخطأ هي :

$$E(u_t) = 0$$
$$E(u_t u_t') = \Sigma \quad (69\text{-}2)$$
$$E(u_t' u_s) = 0 \quad \text{for} \quad s \neq t$$

وكتابة الشكل المختصر للمعادلة (68) كالتالي :

$$Y = X\Pi + V \quad (70\text{-}2)$$

حيث : $\Pi = -B\Gamma^{-1}$ and $V = U\Gamma^{-1}$.

أعمدة V_t, V تكون مستقلة بتوزيع متكافىء مثل :

$N(0,\Omega)$ حيث $\Omega = \Gamma^{-1\prime}\Sigma\Gamma^{-1}$

تحت افتراض أن $\hat{\Pi} = (X'X)^{-1}X'Y$ هو مقدر OLS لمصفوفة باراميترات الصيغة المختزلة Π . يمكن أن نوضح أن $\hat{\Pi}$ متسقة والتوزيع التقاربي $\sqrt{T}\ \text{Vec}\ (\hat{\Pi} - \Pi)$ هو $N(0, \Omega \otimes Q^{-1})$ حيث Vec تشير إلى عملية لمتجه $X'X$ $Q = \text{plim}\ \frac{1}{T}X'X$

وحيث plim هي حد الاحتمال .

لنفترض أن تقدير البارامترات الهيكلية كان متسقاً ، لنقل $\hat{\Gamma}$ و $\hat{B}$ ، بالتالي يمكن أن نعرف مقدر الشكل المختصر المشتق لقيمة Π كالتالي :

$$\tilde{\Pi} = -\hat{B}\,\hat{\Gamma}^{-1} \quad (71\text{-}2)$$

ويتبع ذلك أن $\tilde{\Pi}$ مشتقة أيضاً .

لنفترض أن بعض المعادلات الهيكلية معرفة أكثر من اللازم (Over identified) ، هذا يعني أن هناك باراميترات غير معروفة في Γ و B أقل من تلك التي في Π [26]، وبالتالي تضع المتطابقة $\Pi = B\Gamma^{-1}$ قيوداً معينة على Π ، وبالعكس إذا قدرت بارامترات الصيغة المختزلة مباشرة ، فإنه ليس بالإمكان أخذ هذه القيود في الحسبان . وبالتالي تكون هذه الخاصية من

(26) Schmidt (1976), p.237

محاسن المقدرات المشتقة للصيغة المختزلة . النظرية التالية أثبتت أن بعض المقدرات لـ $\hat{\Pi}$ أكثر كفاءة من $\hat{\Pi}$.

أثبتت الصيغة رقم (6) في Schmidt بأن مقدرات الصيغة المختزلة المشتقة التي تعتمد على التقدير الهيكلي بطريقة 3SLS تقاربية الكفاءة بالنسبة للصيغة المختزلة المشتقة المقدرة بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS ، وأيضاً أظهرت النتائج بأن الصيغة المختزلة المشتقة التي يعتمد في تقديرها بطريقة FIML أكثر كفاءة من المقدرات بطريقة OLS طالما أن 3SLS و FIML لهما التوزيع التقاربي نفسه .

على هذا المستوى ، يجدر القيام بملاحظتين . الأولى ، هي أن الادعاء الذي يقول أن مقدر الصيغة المختزلة المشتق بطريقة 2SLS أكثر كفاءة مكن $\hat{\Pi}$ غير صحيح ، الثانية ، هي إذا كانت كل المعادلات قد عرفت بالضبط ، فإن مقدر الصيغة المختزلة المشتق (الذي يعتمد على طريقة 2SLS و 3SLS ، ... إلخ) و $\hat{\Pi}$ يكونان متماثلين .

3.1.2 النماذج الدينامية :

النماذج التي درست إلى حد الآن كانت ساكنة ، بمعنى أن المتغيرات التابعة هي دوال في مجموعة المتغيرات المفسرة والمشاهدة في النقطة الزمنية نفسها ، على العكس ، النماذج الدينامية تتضمن علاقات غير متزامنة في وقت واحد بين المتغيرات[27] .

ويمكن كتابة الشكل العام لنموذج المعادلة الآنية الخطية الديناميكي كالتالي :

$$\Gamma y_t = \overline{A}_1 y_{t-1} + \dots + \overline{A}_p y_{t-p} + \overline{B}_0 x_t + \dots + \overline{B}_s x_{t-s} + u_t \qquad (72\text{-}2)$$

حيث Y_t متجه المتغيرات الداخلية ذو أبعاد X_t, N هي متجه المتغيرات الخارجية ذو أبعاد k ، و A'_i (NxN) و B'_i بأبعاد (Nxk) أما U_t فهي متجه حدود الخطأ بأبعاد N

ويجب أن نشير إلى أنه إذا كانت حدود الخطأ U_t هي ضجة بيضاء white noises ، فإن النموذج (72) يسمى في بعض الأحيان VAR x(p,s) ، أما إذا كانت حدود الخطأ هي عملية متوسط متحرك فإنه يشار للنموذج بـ VAR MAX ، ويسمى أيضاً نموذج (72) بنموذج دالة التحول أو نموذج موزع بفترة إبطاء . يتبع ذلك ، أننا سوف نشير له بنموذج المعادلات الآنية الديناميكي DSEM ، والتمثيل لمعادلة (72) هو تمثيل للشكل الهيكلي ، ونحصل على الشكل الهيكلي بالضرب المسبق لمعادلة (72) في Γ^{-1} ليعطينا الآتي :

---

(27) مصدر سبق ذكره ، Harvey .

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + B_0 x_t + \ldots + B_s x_{t-s} + v_t \qquad (73\text{-}2)$$

وباستخدام رمز مشغل الإبطاء فإن الشكل المختصر بالمعادلة (73) يمكن كتابته على النحو التالي[28] :

$$A(L)\, y_t = B(L)\, x_t + v_t \qquad (74\text{-}2)$$

حيث :

$$A(L) = I - A_1 L - \ldots - A_p L^p \qquad (75\text{-}2)$$

و

$$B(L) = B_0 + B_1 L + \ldots + B_s L^s \qquad (76\text{-}2)$$

وأيضاً يمكن كتابة معادلة (74) كالتالي :

$$y_t = A^{-1}(L) B(L)\, x_t + v_t = D(L)\, x_t + v_t \qquad (77\text{-}2)$$

حيث :

$$D(L) = A^{-1}(L)\, B(L) = \sum_{i=0}^{\infty} D_i L^i \qquad (78\text{-}2)$$

والتمثيل الأخير غالباً يطلق عليه الشكل الأخير للنظام ويتطلب استقرار Y_t الآتي :

$$\det(A(Z)) \neq 0 \quad \text{for } |Z| \leq 1 \qquad (79\text{-}2)$$

حيث :

$$A(Z) = I - A_1 Z - A_2 Z^2 \ldots - A_p Z^P .$$

ويعني الشرط (79) أن كل جذور المعادلة $\det(A(z)) = 0$ يجب أن يكون لها مقاييس Modules أكبر من الوحدة . ولرؤية شرط الاستقرار عن قرب سنعتبر النموذج البسيط التالي :

$$\Gamma y_t + B x_t + \Theta y_{t-1} = u_t \qquad (80\text{-}2)$$

ويُعطى الشكل المختصر لهذا النموذج بالآتي :

---

(28) يجدر التذكير بأن $L^p Y_t = Y_{t-p}$ وآن $L^{k+1} = L^k . L^1 = L^k L^1$.

$$y_t = \Pi x_t + \Delta y_{t-1} + v_t \qquad (81\text{-}2)$$

حيث :

$$\Pi = -\Gamma^{-1}\Theta \quad \text{and} \quad \Delta = -\Gamma^{-1}B.$$

ويعني شرط الاستقرار المعرف في (79) أن كل الجذور المميزة للمصفوفة Δ لها مقاييس أصغر من الواحد، ولنرى ذلك، افترض أن Y_t لها بعدان وأن مقدرات باراميترات الصيغة المختزلة كانت كالآتي :

$$y_t = \Pi_0 + \begin{bmatrix} 0.5 & 0.1 \\ 0.4 & 0.5 \end{bmatrix} x_t + \begin{bmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{bmatrix} y_{t-1} + v_t \qquad (82\text{-}2)$$

حيث Π_0 متجه حدود الثوابت ذو بعدين.

ويعني شرط الاستقرار (79) أن :

$$\det\left\{\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 0.5Z & 0 \\ 0 & 0.25Z \end{bmatrix}\right\} \neq 0 \quad \text{for} \quad |Z| \leq 1 \qquad (83\text{-}2)$$

ويصبح الجذران لكثير الحدود الأساسي للمعادلة (83) هما 2 و 4. طالما أن مقاييسها أكبر من الوحدة، وبذلك يكون النظام مستقراً.

ومن الواضح أن الجذور المميزة للمصفوفة :

$$\Delta = \begin{bmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{bmatrix}$$

هي 5 و 25 (طالما أنها قطرية)، وذلك يثبت ما قلناه سابقاً.

تجب الإشارة إلى أن الاستقرار يمكن تأسيسه بالرجوع إلى أكبر جذر مميز لـ Δ. وطالما أن Δ غير معروفة ويجب تقديرها، فيتبع ذلك أن الجذر المهيمن أيضاً يجب تقديره ويمكن أن نعزو الخطأ المعياري للجذر الأخير، ويمكن إيجاد الشكل العام للتباين التقاربي (الخطأ المعياري) للجذر المهيمن لـ Δ في Fomby وآخرون (1984).

1.3.1.2 استقرار نموذج المعادلات الآنية الديناميكي :

والسؤال الذي يطفو على السطح الآن، هو ماذا يعني الاستقرار وما هي آثار

الاستقرار ، ولماذا نقلق بشأن الاستقرار في النماذج؟

الاستقرار يختص بالمرور الزمني للمتغيرات الداخلية بالنموذج ، يقال أن المسار الزمني للمتغير الداخلي مستقر إذا تقارب مع قيمة بعينها تسمى بقيمة التوازن أو الحالة المستقرة للحل . فعندما نبدأ بحالة توازن أولي ، وكان النموذج مستقراً ، ثم بعد ذلك حدثت صدمة معينة في المتغيرات الخارجية أو تغيرات في المميزات الهيكلية للاقتصاد ...) فسوف يتقارب المتغير ، ما لم يخضع إلى صدمة أخرى ، إلى قيمته الوسطى أو حالته المستقرة ، وهذا يحدث بعيداً عن تغيرات المتغيرات الخارجية ، فإن المتغيرات الداخلية تتذبذب نتيجة اضطرابات غير حتمية (أي عشوائية Stochastic) .

وفي الملخص ، فإن خاصية الدينامية تشير إلى مميزات المرور الزمني الذي تتخذه المتغيرات الداخلية إثر صدمة أولية تبعدها عن قيمها التوازنية دون أن تحدث صدمات أخرى أو تغيرات في المتغيرات الخارجية[29] .

لدراسة خواص الدينامية سوف نستخدم النموذج المعطى في المعادلات (80) و (81) . ويحتوي هذا النموذج على متغيرات داخلية بفترة إبطاء واحدة فقط . والتوسع في درجات إبطاء أكبر تتبع بالضبط خطوات الدرجة الواحدة نفسها ، ولكننا لن نقوم بإيضاحها هنا .

دعنا نعيد كتابة نموذج الشكل المختصر في (80-81) :

$$y_t = \Pi x_t + \Delta \; y_{t-1} + v_t \qquad (84\text{-}2)$$

بعد (t-1) إحلالاً متتالياً لـ $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots$ بواسطة مقاديرها المشتقة من (84) يمكن كتابة الصيغة المختزلة للنموذج كالتالي :

$$y_t = \sum_{s=0}^{t-1} \left[\Delta^s \Pi \, x_{t-s} \right] + \Delta^t y_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \left[\Delta^s v_{t-s} \right] \qquad (85\text{-}2)$$

المعادلة (85) توضح أهمية الحالة الأولية ، Y_0 ، على الممر الزمني لـ Y_t ، وغالباً ما يسمى الحد الأول والأخير في الجانب الأيمن من المعادلة (85) بالمكونات المدفوعة Impulse والحد الثالث بالمكون المتوالد (Propagation) .

ويمكن إيضاح أنه إذا كان النظام مستقراً فيصبح :

(29) Goldberger (1964)

$$(86\text{-}2) \qquad \lim_{t\to\infty} \Delta^t = 0$$

لنرى كيف يتم التصحيح نحو التوازن ، سوف نفترض أن كل الصدمات ناتجة من حدود الخطأ ، على سبيل المثال $N_{t-s} = 0,520$ ، ثم نقوم بتعريف التوازن للمتغيرات الداخلية كقيمة ناتجة من الاحتفاظ بالمتغيرات الخارجية مع وجود قيمة $\bar{x}$ نفسها .

$$(87\text{-}2) \qquad \bar{y} = \sum_{s=0}^{\infty} \Delta^s \Pi \bar{x} = \sum_{s=0}^{t-1} \Delta^s \Pi \bar{x} + \sum_{s=t}^{\infty} \Delta^s \Pi \bar{x} = \sum_{s=0}^{t-1} \Delta^s \Pi \bar{x} + \Delta^t \sum_{s=0}^{\infty} \Delta^s \Pi \bar{x}$$

أو بشكل مكافىء

$$(88\text{-}2) \qquad \bar{y} = \sum_{s=0}^{t-1} \Delta^s \Pi \bar{x} + \Delta^t \bar{y}$$

وبطرح (88) من (85) نحصل على :

$$(89\text{-}2) \qquad y_t - \bar{y} = \sum_{s=0}^{t-1} \Delta^s \Pi (x_{t-s} - \bar{x}) + \Delta^t (y_0 - \bar{y})$$

لنفترض عدم وجود تغير آخر يتبع الصدمة الأولى للنظام ، فبالإمكان حينئذ $Y_{t-s} = \bar{x}$ ويتبع من ذلك .

$$(90\text{-}2)^{(30)} \qquad y_t - \bar{y} = \Delta^t (y_0 - \bar{y})$$

تقول المعادلة (90) ، بعيداً عن الاضطراب غير الحتمي ، بأن التصحيح نحو التوازن يعتمد على الحالات الأولية $(Y_0 - \bar{Y})$ والتي تكون معطية وعلى سلوك Δ^t .

وبما أن Δ هي مصفوفة مربعة يتبع ذلك أنها يمكن أن تكتب :

$$(91\text{-}2) \qquad \Delta = P \Lambda P^{-1}$$

(30) من الواضح الآن من معادلة (90) بأن الحالة (86) كافية لضمان الاستقرار للنظام .

حيث Λ مصفوفة قطرية تحتوي على الجذور المميزة λ_1 لـ Δ . ومن الواضح ، أن التعبير (91) ممكن بشرط وجود p^1 أو بعبارة أخرى ، شرط أن Δ تكون جذور مميزة متعددة ، وبالمثل يمكن كتابة Λ^t كالتالي :

$$\Delta^t = P \Lambda^t P^{-1} \tag{92-2}$$

وبما أن Λ^t أيضاً مصفوفة قطرية والتي لها عناصرها العامة هي λ_i^t، يتبع ذلك أن Δ^t يمكن كتابتها كالتالي :

$$\Delta^t = \sum_{m=1}^{M} \lambda_m^t p_m q_m' \tag{93-2}$$

حيث تكون $P_m q_m'$ ضرب m^{th} عمود لـ P في mthصف لـ P^{-1} ، وبالتالي تكتب معادلة (90) كالتالي :

$$(y_t - \bar{y}) = \sum_{m=1}^{M} \lambda_m^t p_m q_m' (y_0 - \bar{y}) \tag{94-2}$$

ومن ذلك تكون خواص الدينامية للنموذج محددة بواسطة الجذور المميزة لـ Δ .

ومن معادلة (93) تتطلب حالة الاستقرار المعطية في المعادلة (86) وهي

$$\lim_{t \to \infty} \Delta^t = \lim_{t \to \infty} \sum_{m=1}^{M} \lambda_m^t p_m q_m' = 0$$

إن القيمة المطلقة لكل جذر مميز لـ Δ تكون أقل من الواحد .

وعليه فإن طبيعة سلوك المسار الزمني لـ $(Y_t - \bar{Y})$ تكون حسب قيم الجذور المميزة λ_m كالتالي :

- عندما تكون λ_m حقيقية وموجبة بالتالي تضيف λ_m^t حداً أسياً متضائلاً (Damped Exponential Term) .
- عندما تكون λ_m حقيقية وسالبة بالتالي تضيف λ_m^t حداً منشاري الأسنان متضائلاً (Damped Sawtooth Term) .
- عندما تكون λ_m مركبة ، على سبيل المثال $\lambda_m = a + bi$ بالتالي تضيف λ_m^t مكون منحنى متضائل (Damped Sinusoidal Component) مع $2\Pi/B$ واتساع A^t (Amplitude) إلى المسار الزمني للمتغيرات الداخلية حيث A و B هي عناصر التمثيل الرئيسي لـ λ_m :

$$\lambda_m = a + bi = A[\cos B + i \sin B] \quad (95\text{-}2)$$

وحيث :

$$A = \sqrt{a^2 + b^2} \quad \text{and} \quad B = \arccos \frac{a}{A} \text{ (in radians)} \quad (96\text{-}2)$$

وكما أشار Goldberger إلى أن الممر الزمني للمتغيرات الاقتصادية ربما يكون مهيمناً عليه تماماً بالتحولات الخارجية والاضطرابات العشوائية التي تؤثر على النظام أكثر من خواصه الدينامية الخاصة به .

ومن القضايا الأخرى التي يمكن إثارتها عن الخواص الدينامية للنموذج هي قضية سرعة التصحيح ، وهذه ترجع إلى حساب عدد الفترات المطلوبة حتى لتقليل الإحلال الأولي إلى الكسر m[31] .

لو فرضنا أن Y_0 تكون القيمة الأولية للمتغير الداخلي ، والسؤال الآن هو : كم من الزمن يأخذ النظام ليصل mY_0 حيث m ثابت موجب ، في حالة نمو ثابت للعامل λ؟ ربما يكون الممر الزمني لـ Y_t معبراً عنه كالتالي :

$$y_t = y_0 \lambda^t \quad (97\text{-}2)$$

ولكي نصل إلى كسر لـ Y_0 نحتاج إلى :

$$y_0 \lambda^t = m y_0 \quad (98\text{-}2)$$

ويعطى الحل إلى هذه المعادلة بالآتي :

$$t = \log m \, / \, \log \lambda \quad (99\text{-}2)$$

وتكون المعادلة التي يجب حلها في حالة التذبذبات الدورية هي :

$$y_t = y_0 A^t \cos Bt = m y_0 \quad (100\text{-}2)$$

في الحالة الأخيرة يجب أن يحسب الحل رقمياً ، ويمكن تفسير الجذور المميزة للمصفوفة Δ التي ذكرناها سابقاً كعوامل نمو وبذلك يمكن حساب الزمن المطلوب للحصول على كسر m للقيمة الأولية للمتغير الداخلي حسب المعادلة (99) من ناحية أخرى ، الجذور المركبة لـ Δ

---

(31) انظر : Tintner (1979) وآخرون .

هي العوامل المتذبذبة وبالتالي استقرار التذبذب أو الزمن المطلوب لنصل إلى كسر معين m للقيمة الأولية للمتغير الداخلي نستطيع الحصول عليه بحل المعادلة (100) .

الاستقرار يعتبر وجهاً هاماً للنموذج الديناميكي على الأقل لسببين مرتبطين . الأول وهو : تميل كثير من المتغيرات الاقتصادية إلى التقارب من الحالة المستقرة بعد أن تتعرض إلى صدمات فإذا لم تمثل هذه الميزة في النموذج ، حينئذٍ يكون النموذج الأخير بدون قيمة ، ثانياً : إلى حد ما ، يتطلب الاستقرار تحرك النظام من حالة إلى أخرى ، وتحت هذه الظروف يمكن لنا تقويم التأثيرات المحتملة للسياسات الاقتصادية على مختلف المتغيرات الداخلية للنموذج . لكن إذا لم نستطع أن نعرف نقطة النهاية ، فإن تحليل السياسة يصبح خالياً من أي معنى .

2.3.1.2 تحليل المضاعفات :

غالباً مايجري تحليل السياسة بتقدير التأثيرات المحتملة الناتجة من تغيرات في المتغيرات الداخلية ، على كل أو بعض المتغيرات الداخلية في الحاضر أو مستقبلاً . تعطينا مصفوفة المعاملات D_i المعرفة في المعادلة (78) ذلك بالضبط . نذكر أن الصيغة العامة للمصفوفة هي $D(L) = \sum_{i=0}^{\infty} D_i L^i$.

حيث يمثل الحد العام للمصفوفة بـ (d_{kji}) . يعطي هذا الحد أثر تغير الوحدة المتغير الخارجي i في الفترة t على المتغير الداخلي في الفترة t+i مع ثبات الأشياء الأخرى . الحدود (d_{kji}) تسمى المضاعفات الدينامية (Dynamic Multipliers) .

ويمكن أن نكتب المضاعف المؤقت رقم n كالآتي :

$$M_n = \sum_{i=0}^{n} D_i = D_0 + D_1 + \dots + D_n \qquad (101\text{-}2)$$

وتُعطى المضاربات الكلية أو التأثيرات طويلة المدى بالآتي :

$$M_\infty = \sum_{i=0}^{\infty} D_i = D_0 + D_1 + \dots \qquad (102\text{-}2)$$

ومن الأمثلة المعطاة بمعادلات (80) و (81) تُعطَى المضاعفات الدينامية ، المؤقتة والكلية بالمصفوفات التالية $\Delta^i \Pi$, $[I - \Delta^n] [I - \Delta]^{-1} \Pi$ و $[I - \Delta]^{-1} \Pi$ على التوالي .

من النقاش الذي جرى على تقدير باراميترات الصيغة المختصرة ، يتبع أنه ، يمكن الحصول على تقديرات أكثر كفاءة لمختلف المضاربات باستغلال تقديرات الشكل المختصر المشتق بمعلومات كاملة $\hat{\Pi}$ و Δ .

كما يمكن أن نجد التوزيع المقاربي للمضاربات الديناميمية، خاصة في حالة نموذجنا البسيط في Fomby(1984) وآخرون و Lutkepohl(1991) .

3.3.1.2 تقدير وتعريف نماذج دينامية :

إذا كان حد الخطأ في النموذج الممثل بمعادلة (71) عبارة عن ضجة بيضاء، فليس هناك صعوبات بعد تلك تواجهنا بالنسبة للحالة الساكنة المحضة، ويبقى الفرق الوحيد هو تصنيف المتغيرات الداخلية بفترة إبطاء مع تلك المتغيرات الخارجية المحددة مسبقاً، ومن هذه الحالة يكون الدور الذي تلعبه الأولى هو بالضبط الدور نفسه الذي تلعبه هذه الأخيرة في النماذج الساكنة .

2.2 تقدير نماذج المعادلة الآنية غير الخطية (NLSEM) :

في هذا القسم سوف نهتم بتقدير نماذج المعادلات الآنية غير الخطية. وسوف نعتبر التوصيف التالي :

$$y_t = f(Y_t, X_t, \alpha) + u_t \qquad t = 1, \ldots, T \qquad (103\text{-}2)$$

حيث y_t هو متغير داخلي عدد، Y_t هو متجه المتغيرات الداخلية، X_t متجه المتغيرات الخارجية، α هي k- متجه للبارامترات، U_t^s متغيرات عشوائية بمتوسط صفري ومتغير ثابت σ^2، الدالة f تعرف العلاقة غير الخطية بالنسبة للمتغيرات أو البارامترات أو الاثنين معاً .

إذا وضعنا في الاعتبار مقدر المربعات الصغرى غير الخطي (NLLS) المعرف بقيمة α والتي تعظم مربعات البواقي التالية :

$$S_T(\alpha) = \sum_{t=1}^{T} \left[y_t - f(Y_t, X_t, \alpha)\right]^2 \qquad (104\text{-}2)$$

يكون مقدر (NLLS) عموماً غير متسق للسبب نفسه الذي يجعل مقدر OLS غير متسق في حالة نموذج المعادلة الآنية الخطية، تبعاً لذلك سوف نحاول أن نوسع إجراء التقدير الذي ناقشناه في حالة النموذج الخطي إلى حالة نموذج المعادلات الآنية غير الخطية NLSEM، ومن الجدير بالذكر أن اللاخطية في البارامترات لا تشكل أي مشكلة إضافية بالنسبة لطرق التقدير التي ناقشناها سابقاً. ولنرى ذلك، نفترض أن النموذج في (103) غير خطي البارامترات فقط، وبالتالي يمكن كتابتها كالتالي :

$$y = Y\gamma(\theta) + X\beta(\theta) + u \quad (105\text{-}2)$$

حيث θ متجه للباراميترات غير المعروفة ، حينئذ تصبح المعادلة (105) متماثلة لمعادلة (14) التي تصف المعادلة الخطية الآنية ، ما عدا أن الباراميترات الآن غير خطية بمعنى أنها تعتمد على مجموعة باراميترات أخرى ، وهذه الحالة تحدث في كثير من الأحيان مثل حالة وجود متطابقات غير خطية أو قيود مسبقة على الباراميترات أو نتيجة للقيام بتحويل مناسب وضروري لمعالجة مشكل الارتباط في حدود الخطأ .

يمكن تقدير المعادلة (105) باستخدام تقدير (2SLS) أو طريقة المتغيرات المساعدة أو الأدوات IV ، افترض أن معادلات الشكل المختلفة تعطى بالآتي :

$$Y = X\Pi + V \quad (106\text{-}2)$$

بالتالي يمكن تقدير المعادلة (105) بإحلال Y بنظيرها تقدير المربعات الصغرى العادية ، أي $\hat{Y} = X(X'X)^{-1}X'Y$ ومن ثم يمكن أن نطبق NLLS للمعادلة الجديدة ، ويسمى المقدر الذي نحصل عليه بمقدر المربعات الصغرى على مرحلتين غير الخطي NL2LS ، وقد أوضح Amemiya (1974) بأن مقدر NL2S متسق وتقاربي الكفاءة . تكون الحالة أكثر تعقيداً إذا كانت الخطية معرفة فقط بالنسبة للمتغيرات ، في مثل هذه الحالة ، يقود تطبيق الإجراء أعلاه إلى مقدر غير متسق ، ولنرى ذلك ، دعنا نأخذ المثال البسيط التالي الذي تبناه Amemiya[32] .

افترض المعادلة الهيكلية التالية :

$$y_t = \gamma z_t^2 + u_t \quad (107\text{-}2)$$

والصيغة المختزلة إلى z_t كالتالي :

$$z_t = x_t + v_t \quad (108\text{-}2)$$

إحلال (108) في (107) يعطي المعادلة التالية :

$$y_t = \gamma x_t^2 + \gamma \sigma_v^2 + (u_t + 2\gamma x_t v_t + \gamma v_t^2 - \gamma \sigma_v^2) \quad (109\text{-}2)$$

والتي توضح صراحة بأن المقدر الناتج الذي يتم الحصول عليه من خلال انحدار y

---

(32) Amemiya, (1984) ، ص346

على x_t^2 (دون ثابت) يكون غير متسق . ويوضح هذا المثال بأن تطبيق تفسيرات Theil للمربعات الصغرى على مرحلتين ربما ينتج عنها مقدرات غير متسقة .

في القسم التالي سوف نرى كيفية تعميم 2SLS إلى الحالات غير الخطية ، بحيث يمكن أن نحصل على مقدرات متسقة .

1.2.2 مقدرات المربعات الصغرى على مرحلتين غير الخطية NL2S :

عرف Amemiya طبقة NL2S لمتجه البارامِيترات في المعادلة (103) كقيمة لـ α التي تصغر minimizes الآتي :

$$S_T(\alpha/W) = (y-f)'W(W'W)^{-1}W'(y-f) \qquad (110\text{-}2)$$

حيث w مصفوفة ثابت ما له رتبة على الأقل تساوي رتبة α . وبالتالي يمكن أن تكون w كثير حدود منخفض ــ الدرجة لكل المتغيرات الخارجية .

أوضح Amemiya تحت الشروط المعتدلة يكون المقدر التابع ، $\hat{\alpha}$ ، متسقاً وله التوزيع التقاربي الآتي :

$$\sqrt{T}(\hat{\alpha}-\alpha) \rightarrow N\left\{0, \sigma^2[\text{plim}\,T^{-1}G'P_WG]^{-1}\right\} \qquad (111\text{-}2)$$

حيث :[33]

$$G = \frac{\delta f}{\delta \alpha'} \quad \text{and} \quad P_W = W(W'W)^{-1}W'.$$

أيضاً أوضح بأن الاختيار الأمثل لـ w في حالة تصغير مصفوفة التغاير $\text{plim}\,T^{-1}$ G/P_wG هو اختبار $W=E(G)=\bar{G}$ ويسمى المقدر المتحصل عليه أفضل NL2S (BNL2S) .

على الرغم من كفاءة هذا المقدر فهو ليس عملياً جداً طالما أنه من الصعوبة إيجاد تعبير ضمني لـ$\bar{G}$ والذي أيضاً يعتمد على متجه الباراميترات غير المعروف α[34] .

يمكن أن نحصل على مقدر آخر يعتمد على تفسير مختلف لـ w بإجراء التصغير الآتي :

---

(33) انظر على سبيل المثال ، Amemiya (1985) لبرهان النتائج والشروط التي تحتم وجودها .

(34) كثير من المقترحات العملية لمعالجة هذه المشكلة قد اقترحت في الأدبيات ، انظر على سبيل المثال Amemiya (1985,1984) .

$$S = (y - f)' M_V (y - f) \qquad (112\text{-}2)$$

حيث $M_v = I - V(V'V)^{-1}V'$ وتكون V هي متجه الشكل المختصر للخطأ ، ومثل هذا المقدر يعرف باسم NL2S (MNL2S) المعدل (moditied) ، ومن الطرق العملية للحصول على هذا المقدر إحلال V في (112) بـ $\hat{V} = Y - X\hat{\Pi}$ حيث Π هو باراميترات الشكل المختصر المعتادة ، ويمكن أن نبرهن بأن هذا المقدر أفضل من (BNL2S) .

2.2.2 مقدر الاحتمال الأعظم محدود المعلومات غير الخطي (NLLI) :

مثل الحالة الخطية ، نحصل على مقدر الاحتمال الأعظم محدود المعلومات غير الخطي NLLI بتعظيم الكثافة المشتركة لـ y و Y . بالإضافة لنموذج (103) افترض النموذج التالي الذي يصف Y_t :

$$Y_t' = X_t' \Pi + V_t' \qquad (113\text{-}2)$$

هذا النموذج الذي يفترض عدم ـــ الخطية ينشأ من معادلة واحدة ، فإذا افترضنا أن (u_t, V_t') متجه متعدد ـــ المتغيرات ذو توزيع طبيعي وله مصفوفة التغاير التالية :

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma^2 & \sigma_{12}' \\ \sigma_{12} & \Sigma_{22} \end{pmatrix} \qquad (114\text{-}2)$$

ونعرف Θ كالتالي :

$$Q = \begin{pmatrix} u'u & u'V \\ V'u & V'V \end{pmatrix} \qquad (115\text{-}2)$$

يمكن الآن كتابة لوغاريتم دالة الاحتمال كالتالي :

$$L = \text{Constant} - \frac{T}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \operatorname{tr} \Sigma^{-1} Q \qquad (116\text{-}2)$$

وإبدال Σ في (116) بـ $T^{-1}Q$ [المتحصل عليها من خلال حل 116 بالنسبة لـ Σ] ، نتحصل على لوغاريتم المركز لدالة الاحتمال والتي يمكن حلها بالنسبة لـ Π :

$$L^* = \frac{-T}{2} (\log u'u + \log |V' M_u V|) \qquad (117\text{-}2)$$

$$(118\text{-}2) \qquad \hat{\Pi} = (X'M_u X)^{-1} X' M_u Y$$

وبإحلال $\hat{\Pi}$ في لوغاريتم دالة الاحتمال الأخيرة، نتحصل على دالة احتمال أكثر تركيزاً دالة فقط في α :

$$(119\text{-}2) \quad L = \frac{T}{2}(\log u'u + \log | Y'M_u Y - Y'M_u X(X'M_u X)^{-1} X'M_u Y |)$$

والمقدر المتحصل عليه بتعظيم (119) يشار إليه بـ NLLI . هذا المقدر يمكن الحصول عليه من خلال إجراء متكرر ويطبق على دالة الاحتمال المركزة (117) . ويمكن تلخيص هذا الإجراء كالتالي : نتحصل على تقدير أولي لـ Π، ونحصل على $\hat{V}$ ، وإحلالها في (117) ونحصل على تقدير لـ α ونعرف $\hat{u} = y\text{-}f(\hat{\alpha})$ ، ثم نوضعه في (117) لنحصل على تقدير آخر لـ Π وتستمر هذه الطريقة إلى أن نحصل على حل النظام Convergence .

قارن Amemiya أداء مقدرات المعادلة الفردية بدلالة تغايرها التقـاربي asymptotic ووجد أن :

$$(120\text{-}2) \qquad SNL2S << BNL2S << MNL2S \leq NLLI$$

حيث » تعني أسوأ من و 2NL2S تكون هي مقدر NL2S معرفة إلى W = X في حالة الخطية كل هذه المقدرات متكافئة مقاربياً asymptotic وعلينا أن نشير إلى أن الاتساق قد تبرهن بالنسبة للمقدرين الأولين من مقدرات في معادلة (120) تحت شروط عامة جداً بينما اتساق المقدرين الأخيرين يعتمد على فرضية التوزيع الطبيعي[35] .

3.2.2 معالجة الارتباط السلسلي في حالة نموذج غير خطي :

دعنا نأخذ النموذج التالي :

$$(121\text{-}2) \qquad f_i(y_t, x_t, \alpha_i) = u_{it}, \qquad i = 1, \ldots, n, \quad T = 1, \ldots, T$$

كما في حالة الخطية ، فإن الطريقة المناسبة للتعامل مع الارتباط السلسلي هو تطبيق

(35) انظر : Amemiya (1985) ، ص255 .

التحويل Transformation بحيث يتم تصنيف معاملات الارتباط داخل متجه البارامیتـرات الذي في متناول اليد .

لنرى ذلك ، وبدون فقدان للعمومية ، دعنا نركز على i^{th} معادلة في (121) ونفترض أن حدود الخطأ مرتبطة سلسلياً :

$$u_{it} = \rho u_{it-1} + \epsilon_{it} \qquad t = 2, ..., T \tag{122-2}$$

حيث ϵ_{it} حدود الخطأ غير المرتبطة سلسلياً

وبتطبيق تحويل Cochvance- Orcutt المعروف نحصل على المعادلة التالية :

$$f_i (y_t, x_t, \alpha_i) - \rho f_i(y_{t-1}, x_{t-1}, \alpha_i) = \epsilon_{it}, \quad t = 2, ..., T \tag{123-2}$$

وذلك يكافىء الآتي :

$$f_i^* (y_t, x_t^*, \alpha_i^*) = \epsilon_{it} , \qquad t = 2, ..., T \tag{124-2}$$

حيث تتضمن x_t^* قيم x_t, Y_{t-1} الحالية وبفترة إبطاء بينما α_i^* تضم α_i . p^* وبمعاملة المعادلة (124) كمعادلة غير خطية عادية ، فإنه يمكن الحصول مبدئياً على تقدير α_i و p .

وتجدر الإشارة أن الأسس الرئيسية لاختبار الارتباط الذاتي في حالة الخطية تنطبق أيضاً في حالة غير الخطية ، وهذه تتضمن الفائدة المحدودة لإحصائية DW في حالة وجود متغيرات داخلية بفترة إبطاء[36] .

4.2.2 طرق النظام :

سوف نستخدم في هذا القسم توصيف النموذج المعطى بالمعادلة (121) :

$$f_i(y_t, x_t, \alpha_i) = u_{it} \qquad i = 1, ..., n , \qquad t = 1, ..., T \tag{125-2}$$

حيث $U_t = (U_{it}, ..., U_{nt})$ هي متجه حدود الخطأ بأبعاد nx1 بمتوسط صفري ومصفوفة تغاير Σ .

---

(36) انظر على سبيل المثال : Fair (1984) ، فصل 6 .

1.4.2.2 مقدر المربعات الصغرى على ثلاث مراحل غير خطي NL3S :

عرف Amemiya بأن مقدر NL3S عام جداً ونحصل عليه بتعظيم :

$$f' \hat{\Lambda}' S(S' \hat{\Lambda} S)^{-1} S' \hat{\Lambda}^{-1} f \qquad (126\text{-}2)$$

حيث $\hat{\Lambda} = \hat{\Sigma} \otimes I,$ وأن s هي مصفوفة الثوابت بعدد صفوف يساوي nT وعدد أعمدة يساوي على الأقل إجمالي عدد البارامترات في النظام ، و Σ مقدر متسق لـ Σ ويمكن الحصول عليه كالتالي :

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} f_t f_t' \qquad (127\text{-}2)$$

واستعمال أشكال مختلفة للمصفوفة s يعطي أشكالاً مختلفة لـ NL3S[37]

2.4.2.2 مقدر الاحتمال الأعظم بمعلومات كاملة وغير خطي (NLFI) :

تحت الافتراض الطبيعي ، نكتب دالة الاحتمال الأعظم لكل نظام المعادلات كالآتي :

$$L = \frac{-T}{2} \log |\Sigma| + \sum_{t=1}^{T} \| \partial f_t / \partial y_t' \| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T} f_t' \Sigma^{-1} f_t \qquad (128\text{-}2)$$

حيث $f_t = (f_{1t}, f_{2t}, \ldots , f_{nt}).$

وبحل (128) لـ Σ نحصل على :

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T} \Sigma f_t f_t' \qquad (129\text{-}2)$$

وبإحلال 129 مرة أخرى في (128) نحصل على لوغاريتم الاحتمال المركز .

$$L = \sum_{t=1}^{T} \log \left\| \frac{\partial f_t}{\partial y_t'} \right\| - \frac{T}{2} \log \left| T^{-1} \sum_{t=1}^{T} f_t f_t' \right| \qquad (130\text{-}2)$$

ويعرف مقدر NLFI كجذر لـ $\frac{\partial L}{\partial \alpha} = 0$ ، وقد أوضح Amemiya بأنه على الأقل

(37) لمزيد من أشكال s انظر : Amemiya (1985) و Judge (1985) وآخرون .

يوجد جذر واحد ويكون متسقاً .

وبمقارنة NL2S و NLFI يكون من المهم الإشارة إلى أنه بينما الاتساق في الأخير يعتمد على فرضية التوزيع الطبيعي يكون في الأول معتمداً على فرضيات أكثر عمومية . وبالتالي يكون NL3S في حالة اللاخطية أكثر قوة (Robust) من NLFI عند حالة التوزيع غير الطبيعي ، بينما يكون المقدران الاثنان متسقين في حالة التوزيع الطبيعي ، بالرغم من ذلك فإن NL3S غير كفء طالما أن له تغايراً أكبر من ذلك الذي في نظيره NLFI .

2.3 قضايا حسابية ومتطلبات حجم العينة :

كما ذكرنا سابقاً ، للنموذج الخطي وجدنا أن 2SLS يتطلب بأن تكون T>K ، ويتطلب FIML بأن تكون T> N+K حيث K تشير إلى إجمالي عدد المتغيرات المحددة مسبقاً في النموذج ، ومتطلبات حجم العينة في حالة عدم الخطية ، قد بينت على أساس عدم الخطية بالنسبة للمتغيرات[38] ، لنفترض النموذج التالي :

$$Q \alpha = u \qquad (131\text{-}2)$$

حيث Θ هي مصفوفة ذات أبعاد Txq لدالة المتغيرات الداخلية والخارجية في النظام و α هي مصفوفة البارميترات qxm . وبالتالي تكون متطلبات حجم العينة لـ FIML هي $T \geq q$ ، ولا تغير المتطابقات متطلبات العينة ما لم يساهموا في تخفيض عدد المتغيرات في النظام .

وفيما يتعلق بأوجه الحسابات في حالة عدم الخطية ، اقتُرحت كثير من الخوارزميات في الأدبيات لكي تحل مشكلة تعقيدات الحسابات المتضمنة في تقدير نماذج الاقتصاد القياسي ذات الحجم الكبير ، وكثير من هذه الخوارزميات وُصِفَت في الملحق B في كتاب Judge (1985) وآخرون . وأيضاً في Quandt (1984) . على أية حال ، من أكثر الحالات عمومية واستعمالاً وقدرة للخوارزميات تلك التي اقترحها Parke (1982) .

(38) انظر : Fair مصدر سبق ذكره ، فصل 6 ، والمراجع الموجودة هناك .



الفصل الثالث

إجراءات الاختبار واختيار النموذج

اهتمت نظرية الاقتصاد القياسي منذ عقود كثيرة بمشاكل التقدير لنماذج الاقتصاد القياسي بمجرد أن يتم توصيفها، ولم يجذب عدم اليقين في توصيف هذه النماذج اهتماماً كبيراً. وقد تحول انتباه كتاب الاقتصاد القياسي في السنوات الأخيرة نحو توصيف النموذج وبصورة أكثر دقة نحو :

— فحص كفاية توصيف النماذج، وتسمى هذه «**الفحص التشخيصي**» و «**اختبار التوصيف**» .

— الاختيار بين بدائل توصيفات النماذج وهذه تسمى «**اختيار النماذج**» .

— اختبار النماذج حسب قيمتها التشخيصية، وذلك حسب بعض المعايير المعينة، وهذه تسمى **تقويم النماذج** .

واعتباراً لأهداف العرض سوف نتبنى التعاريف الآتية :

الفحص التشخيصي أو اختبار سوء التوصيف :

يشير اختبار سوء التوصيف إلى الفرضيات الأساسية للنموذج الإحصائي المعني[39] ، ومن بين هذه الافتراضات، الخطية، ثبات التباين، الاستقلال السلسلي، التوزيع الطبيعي، ثبات الزمن .. إلخ .

اختبار التوصيف :

يشير إلى الاختبارات المتعلقة بالبارامترات ذات الاهتمام، وتضم هذه إجراءات

---

(39) انظر : Spanos (1986) وفصل 1 من هذا المجلد .

الاختبار التقليدية مثل اختبار نسبة ـــ الاحتمال (LR) ، اختبار المضاعف Lagrange (LM) ، اختبار Wald (WALD) ، واختبارات من نوع -F الاعتيادية .

اختيار النموذج :

يشير اختيار النموذج إلى الاختيار بين بدائل التوصيف للنماذج المتساوية القبول استنتاجياً ، ويضم اختيار النموذج ما هو معروف « بتقويم النموذج » . وتقويم النموذج هو اختيار نوع واحد من التوصيف حسب معيار أمثلية معين . في هذه الحالة لا يرغب الباحث في الحصول على النموذج الأمثل ولكن في الحصول على النموذج الأفضل من بين النماذج المتاحة وذلك حسب معايير معينة .

سنبدأ نقاشنا باختبارات التشخيص والتي تعتمد على بواقي المربعات الصغرى . وفي الخطوة التالية سوف نقدم بعض البدائل لبواقي المربعات الصغرى (LS) والاختبارات التشخيصية التي تعتمد عليها . وسوف نعرض بعد ذلك بعض اختبارات التوصيف واختبارات اختيار النماذج . وسوف نتوسع في الاختبارات المقدمة إلى حالات نماذج المعادلات الآنية (SEM) .

ويجب أن نذكر منذ البداية بأن مناقشة الاختبارات أعلاه سوف نقوم بتنفيذ معظمها ضمن سياق نماذج الانحدار الخطية .

1.3 اختبارات التشخيص المعتمدة على البواقي :

اختبارات التشخيص هي اختبارات معنية « بتشخيص » بعض المشاكل التي نقوم بتقديرها . والفكرة وراء استخدام البواقي في اختبارات التشخيص نابعة من حقيقة أنه إذا كان النموذج جيداً ، فإن بواقيه يجب أن تكون عشوائية تقريباً . وعلى العكس ، إذا كان هناك أي نوع من سوء التوصيف فإن البواقي سوف تُظهر نمطاً معيناً .

على خلاف الإجراءات الاختبارية الأخرى ، فإن اختبارات التشخيص المعتمدة على البواقي تنشأ من الإحصاء الاعتيادي المعتمد على توزيع البواقي . هذه الاختبارات عموماً من السهل إجراؤها بمساعدة انحدار مساعد (Auxiliary Regression) . من أكثر المراجع أهمية في الاختبارات التشخيصية المعتمدة على البواقي هي ورقة Pagan & Hall (1983) ، وقد قدم المؤلفان في هذه الورقة إطاراً عملياً عاماً يخول تحليل كل الاختبارات التشخيصية المعتمدة على البواقي مثل اختبار RESET ، اختبارات الارتباط الذاتي ، اختلاف التباين ... إلخ .

فيما يلي سوف نستخدم الإطار العملي الذي طوراه Pagan & Hall لنعرض أكثر اختبارات التشخيص استخداماً في الاقتصاد القياسي التطبيقي .

1.1.3 توصيفات صحيحة :

لنأخذ نموذج الانحدار التالي :

$$y = X\beta + u \qquad (1-3)$$

حيث :

y : متجه مشاهدات المتغير التابع بأبعاد Tx1

X : مصفوفة المشاهدات بأبعاد TxK

u : متجه حدود الخطأ بحيث $u \sim N(o, \sigma_u^2 I)$.

سوف نفترض أن هناك سوء توصيف لنموذج (1) بحيث يمكن كتابة النموذج الأصلي كالتالي :

$$y = X\beta + Z\gamma + e \qquad (2-3)$$

حيث :

Z : مصفوفة المشاهدات TxM

e : متجه للأخطاء يتبع توزيعاً طبيعياً .

وتكشف لنا مقارنة (1) مع (2) الآتي :

$$u = Z\gamma + e \qquad (3-3)$$

تعطي المعادلة (3) طريقة طبيعية لاختبار التوصيف الصحيح : $H_0: \gamma = 0$. فإذا أخذنا انحدار u على Z ويمكن استخدام مقدر $\hat{\gamma}: \gamma$ لإجراء الاختبار أعلاه . أوضح Pagan و Hall بأنه تحت الحالات العادية $\hat{\gamma}-\gamma$ وأن $\sqrt{T}(\hat{\gamma} - \gamma) \rightarrow N(O, \sigma^2 A^{-1})$ حيث $A = \text{plim}\, T^{-1} Z'Z$.

وطالما أن معادلة (3) عموماً غير متاحة وتحتاج إلى تقدير ، فقد أوضح المؤلفان أيضاً بأن المقدر المشتق تحت هذه الحالة لا يزال متسقاً وموزعاً طبيعياً ، وأكثر من ذلك ، فقد توصل Pagan و Hall إلى خواص المقدر γ في حالة انحدار $\hat{u}$ على Z و X حيث Z غير متاحة ولكنها مقدرة بواسطة $\hat{Z}$. ومن هنا فصاعداً سوف نشير إلى الانحدار المساعد من خلال الكتابة التالية :

$$\hat{u} = Z\gamma + X\beta + \epsilon \qquad (4-3)$$

2.1.3 اختبار الاستقلال السلسلي في حدود الخطأ :

من أكثر الاختبارات استخداماً للارتباط السلسلي بالطبع هو اختبار Durbin- (DW) Watson ، هذا الاختبار موجود في كل كتب الاقتصاد القياسي الجيدة ويفترض أن يكون معروفاً ولن نقوم بإعادته هنا .

على أية حال ، فإن الأهم هو إيجاد اختبار للاستقلال السلسلي يكون أكثر عمومية وملاءمة مع الإطار العملي الذي اقترحه Pagan و Hall .

الارتباط السلسلي يمكن إيضاحه من خلال المعادلة التالية :

$$u_t = \rho u_{t-j} + e_t \qquad (5-3)$$

وتكون $e_t \sim iid(0,\sigma^2)$ و $j=1$ أو 4 وذلك اعتماداً على البيانات إذا كانت سنوية أو ربع سنوية والشكل المكافىء للمعادلة 5 باستعمال المصفوفات هو :

$$u = \rho u_{-j} + e \qquad (6-3)$$

يتبع ذلك أن الاختيار المناسب $p=0$ يمكن الحصول عليه بإجراء الانحدار التالي :

$$\hat{u} = \rho \hat{u}_{-j} + e + \hat{u} - u + \rho (u_{-j} + \hat{u}_{-j}) = \rho \hat{u}_{-j} + V \qquad (7-3)$$

وحسب تحليل الفصل السابق $Z=u_{-j}$ حيث يمكن استخدام $\hat{Z}=\hat{u}_j$ عوضاً عنها .
أوضح Pagan و Hall بان استخدام المتغيرات التفسيرية الأصلية ، X ، في المعادلة (1) داخل المعادلة (7) يسمح لنا بالحصول على تقدير أفضل لتباين p . وقد أشار المؤلفان نفساهما إلى أن هناك بعض الحالات التي لا نحتاج فيها استخدام X داخل (7) . عموماً ، هذه الحالات تنشأ عندما تكون X ثابتة أو أنها خارجية بقوة (Strongly Exogenous) ، على أية حال ، إذا كانت X تحتوي على y_{t-j} فيجب أن تكون متضمنة في الانحدار المساعد ، وهذه الحالة مشابهة لتلك التي تحتوي فيها معادلة الانحدار على قيم إبطاء لمتغيرات داخلية مما يتسبب في انحياز إحصائية DW نحو الصفر . وفي هذه الحالة الأخيرة تستخدم إحصائية Durbin-h عوضاً عن DW .

لنفترض النموذج المبسط التالي :

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_t + u_t \qquad (8-3)$$

حيث : $u_t = \rho u_{t-1} + e_t$.

حينئذٍ يمكن أن يعطى الاختبار المناسب للارتباط الذاتي كالتالي :

$$h^2 = \frac{T\ \hat{\rho}^2}{1 - T\,Var(\hat{\beta}_1)} \sim \chi^2(1) \qquad (9\text{-}3)$$

حيث :

T : فترة العينة

$\hat{p}$: معامل الارتباط الذاتي

$var(\hat{\beta}_1)$: هو تباين $\hat{\beta}_1$

وكما يظهر من معادلة (7) فإن مزايا الإطار العملي للبواقي لاختبار الاستقلال السلسلي هي أنه من السهل إجراؤه من خلال اختبار t المعتاد ليتيح المجال لاختبار أشكال أخرى من الارتباط السلسلي[40].

على سبيل المثال ، يمكن اختبار بواقي MA(1) من خلال الإطار العملي نفسه للانحدار كما في (7) :

$$u_t = e_t + \rho e_{t-1} \qquad (10\text{-}3)$$

أو $\hat{u}_t = \rho\,\hat{u}_{t-1}\ \ e_t + (\hat{u}_t - u_t)\ \ + \rho(e_{t-1} + \hat{u}_{t-1}) = \rho\hat{u}_{t-1} + v_t$

فإذا كانت p تختلف بدرجة كبيرة عن الصفر فإن افتراض المتوسط المتحرك ، MA لا يمكن رفضه ، وبالعكس .

3.1.3 ثبات المعاملات واختبارات اختلاف التباين أو عدم التجانس :

من أهم المعاملات في نموذج الانحدار باراميترات الانحدار وتباين الاضطرابات (Disturbanes) . بالنسبة لباراميترات الانحدار فإن اختلافها أو بالأحرى عدم ثباتها يمكن التفكير فيه إما كانحراف حتمي عن قيمة وسطية أو اختلاف غير حتمي (Stohastic) حول القيمة الوسطية الأخيرة . يمكن كتابة نموذج (1) في الحالة الأولى كما يلي :

$$\underset{(T\times 1)}{y} = \underset{(T\times K)}{X}\ \underset{(K\times 1)}{\overline{\beta}} + \underset{(T\times 1)}{(X * D)\,\gamma} + \underset{(T\times 1)}{e} \qquad (11\text{-}3)$$

---

(40) Pagan & Hall مصدر سبق ذكره .

حيث D مصفوفة يكون عنصرها (i,j) D_{ij} X_{ij} . في هذه الحالة ، يمكن اختبار ثبات بارامترات الانحدار عن طريق انحدار regression بواقي الانحدار (1) على (X^*D) و X ونحصل على اختبار إحصائية -F حيث $\gamma = 0$ في معادلة الانحدار التالية :

$$u = (X * D)\gamma + X\overline{\beta} + e \qquad (12\text{-}3)$$

أما في حالة الاختلافات غير الحتمية فيمكن كتابة نموذج (1) كالآتي :

$$y = X\beta + X\epsilon + e = X\beta + u \qquad (13\text{-}3)$$

حيث :

$$E(\epsilon\epsilon') = \Delta \neq 0 \quad \text{و} \quad i = 1,...,K, \quad ; \quad \beta_{it} = \beta + \epsilon_{it}$$

من الــــواضح في معادلـــة (13) بأن العلاقـــة بين y_t و x_t غير متجـــانسة (Heteroscedastic) ، طالما أن u دالة في X . وبالتالي ، فإن الشرط الضروري لوجود هذا النوع من عدم الثبات للبارامترات هو وجود اختلاف التباين أو عدم التجانس في الاضطرابات .

هناك كثير من الاختبارات عن اختلاف التباين في الاضطرابات وهي معروفة جداً في الأدبيات ولن نعيد كتابتها هنا . لكن من أهم هذه الاختبارات :

- اختبار Goldfeld- Quandt
- اختبار Breusch- Pagan
- اختبار White

يمكن اعتبار معظم هذه الاختبارات بأنها اختبار للفرضية $\gamma = 0$ في المعادلة التالية :

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 + z_t\gamma = d_t\,\delta \qquad (14\text{-}3)$$

حيث : $d_t = (1, z_t),\ \delta = (\sigma^2, \gamma)',\ and\ \sigma_t^2 = E(u_t^2)$

ومعادلة (14) يمكن كتابتها كالتالي :

$$u_t^2 = \sigma^2 + z_t\gamma + (u_t^2 - \sigma_t^2) \qquad (15\text{-}3)$$

أو بشكل مكافىء كالآتي :

$$\hat{u}_t^2 = d_t\delta + (\hat{u}_t^2 - \sigma_t^2) \qquad (16\text{-}3)$$

وقد أظهر Pagan و Hall بأن المقدر ، δ ثابت وتقاربي التوزيع الطبيعي كالآتي :

$$\hat{\delta} = \Sigma(d_t'd_t)^{-1} \Sigma d_t' \hat{u}_t^2 \quad (17\text{-}3)$$

وقد أشارا أيضاً إلى أن أي اختلاف تباين heteroscedasticity يجب أن ينعكس في مربعات البواقي ويختبر من خلالها .

هناك كثير من اختبارات اختلاف التباين ، وبالتالي لعدم ثبات البارامترات ، تختلف هذه الاختبارات حسب الشكل الخاص المعطى لـ z_t . وقد ناقش Pagan و Hall حالات كثيرة وليس هناك مجال لإعادتها هنا ، ولكننا سوف نعيد هنا الشكل الخاص المعطى إلى z_t ، وهذا الشكل الخاص معروف بتوصيف ARCH وسوف نناقشه في الفصل التالي .

4.1.3 نماذج الانحدار الذاتي المشروطة باختلاف التباين :

في نماذج الاقتصاد القياسي يتم الكشف عن عدم اليقين بالعلاقة عن طريق تباين حد الخطأ u_t للانحدار التالي :

$$y_t = x_t'\beta + u_t \quad (18\text{-}3)$$

حيث x_t متجه المتغيرات التفسيرية و u_t متجه حدود الخطأ واللذان يحققان الشروط التالية :

$$E(u_t) = E(u_t/x_t) = 0$$

$$E(u_t^2) = E(u_t^2/x_t) = \sigma^2 .$$

في السنوات الأخيرة بُذل جهد كبير لنمذجة تباين حد الخطأ في انحدار معادلة (18) لأنها تؤثر على سلوك الوحدات الاقتصادية . والنتيجة الرئيسية في هذا المجهود هي تطور نموذج الانحدار الذاتي المشروطة باختلاف التباين الذي اقترحه (Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model) (ARCH), (1982) Engle .

في النموذج الأخير لا يزال التباين غير المشروط $E(u_t^2)$ ثابتاً ولكن التباين المشروط $E(u_t^2/x_t)$ ليس كذلك .

لنفرض أن $E(u_t^2/x_t) = \sigma_t^2$. حينئذ يمكن كتابة النموذج المقترح من قبل Engle كالتالي :

$$h_t = \sigma_t^2 = \sigma^2 + \gamma\, u_{t-1}^2 \quad ; \quad \gamma > 0 \quad (19\text{-}3)$$

وأيضاً يمكن كتابة (19) كالتالي:

$$h_t = \alpha_o + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad ; \quad \alpha_1 > 0 \tag{20-3}$$

ومن بين تضمينات (20) أنه كلما كان حد الاضطراب كبيراً وغير عادي في فترة واحدة تزداد درجة اللايقين في الفترة التالية لها .

نموذج انحدار ARCH له مميزات جذابة لتطبيقات الاقتصاد القياسي وقد أثبت جدواه في نمذجة كثير من الظواهر الاقتصادية المختلفة :

- على سبيل المثال ، نماذج ARCH مفيدة في نمذجة سلوك التضخم الذي يميل عدم اليقين فيه إلى التغير عبر الزمن .
- اكتشف المتنبئون باستخدام نماذج الاقتصاد القياسي بأن مقدرتهم على التنبؤ بالمستقبل تختلف من فترة إلى أخرى . وهنا تكمن أهمية نماذج ARCH خاصة إذا كان تباين التنبؤ الأساسي يتغير عبر الزمن ، وحيث يمكن التنبؤ بهذا التباين بواسطة أخطاء التنبؤ في الماضي .
- تفترض نظريات محافظ الاستثمارية بأن الأصول المالية المطلوبة تكون دالة في المتوسطات المتوقعة وتباين معدلات العائد . وعليه فإن أي تحول في الطلب على هذه الأصول يكون مرتبطاً بتغير في المتوسطات المتوقعة وتباين معدلات عائدها . فإذا افترض أن متوسط العائد يتبع انحداراً معيارياً أو نموذج سلسلة زمنية فيصبح التباين مقيداً مباشرة بأن يكون ثابتاً عبر الزمن . وتكمن أهمية نماذج ARCH في تجاوز هذا القيد .
- يعتبر نموذج انحدار ARCH تقريباً لانحدار أكثر تعقيداً لا يحتوي على خصائص نموذج ARCH لذلك يفسر وجود تأثير ARCH على أنه دليل لسوء التوصيف ، إما بواسطة متغيرات محذوفة أو نظراً لوجود تغيرات هيكلية .
- ARCH هي طريقة أخرى لتجنب المعالجة الخاصة لتحولات التغاير .

1.4.1.3 مميزات وإجراءات التقدير لـ (ARCH) :

في نموذج (18) و(19) حدود الخطأ u_t غير مستقلة بالرغم من أنها غير مرتبطة . يتبع ذلك أن المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) غير كفأة وبالتالي فإن إجراء التقدير بطريقة الاحتمال الأعظم تكون أكثر ملاءمة .

قدم Engle في ورقته عملية (1) ARCH . وكان التوصيف العام أو التوسع في نموذجه هو ARCH (p) :

$$y_t = x_t'\beta + u_t \ . \qquad (21\text{-}3)$$

$$h_t = \alpha_o + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_p u_{t-p}^2 \qquad (22\text{-}3)$$

يمكن إجراء تقدير نموذج ARCH باستخدام طريقة الخطوات المتواترة (Procedure Iteration) المتاحة في حزم برامج الكمبيوتر الخاصة بالاقتصاد القياسي مثل معالج السلاسل الزمنية TSP . والطريقة المقترحة تقتضي تقدير الأولى لـ β عن طريقة OLS والحصول على البواقي . ومن البواقي يمكن بناء تقدير كفء لـ α's . وبالاعتماد على التقدير الأخير يمكن تقدير β باستخدام التقدير الجديد لتباين h_t . هذه العملية يمكن تكرارها إلى أن نصل إلى نقطة التماس أو التقارب Convergence . يمكن تقدير كل متجه باراميتر لـ α و β في هذه العملية اعتماداً على تقدير متسق للآخر نتيجة للهيكل القطري (Block Diagonality) لمصفوفة المعلومات المعنية[41] .

من بين التوسعات الأخرى لنموذج ARCH البسيط ARCH المعمم (Generalized) أو نموذج GARCH المقترح من قبل Bollerslev (1986) . في هذا النموذج فإن التباين المشروط لـ u_t يعتمد ليس فقط على الاضطرابات بفترة إبطاء لكن أيضاً على التباين المشروط في الفترة الزمنية السابقة . ويمكن كتابة نموذج GARCH المبسط كالتالي :

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \gamma h_{t-1} \qquad (23\text{-}3)$$

وتقدير نموذج GARCH مشابه لإجراء التقدير الذي ذكرناه سابقاً لحالة نماذج ARCH .

وكما أشار Bollerslev فإن التوسع من عملية ARCH إلى عملية GARCH يحمل كثيراً من التشابه في التوسع من عملية انحدار ذاتي (AR) لسلسلة زمنية معيارية إلى عملية انحدار ذاتي بمتوسطات متحركة عامة (ARMA) .

اقترح Mc Cardy و Morgan (1989) توسعاً آخر لنموذج ARCH ، في نموذجه الذي سماه GARCH-M حيث سمحا لتباين الاضطراب بأن يتبع عملية انحدار ذاتي ومتوسطات متحركة ويكون مشروطاً بمتغيرات أخرى . أبعد من ذلك ، فإن المتوسط المشروط للمتغير

---

(41) لمزيد من التفاصيل انظر : Engle (1982) .

التابع يعتمد على $\sqrt{h_t}$. وبالتالي يكون الشكل المعمم لنموذج ARCH (أي GARCH-M)
الذي يمكن تقديره بواسطة TSP معطى بالمعادلة التالية[42] :

$$(24\text{-}3) \quad y_t = \sum_{i=1}^{NAR} \rho_i x_{it} + \theta\sqrt{h_t} + u_t$$

$$(25\text{-}3) \quad u_t \sim N(0, h_t)$$

$$(26\text{-}3) \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{NAR} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{NMA} \beta_j h_{t-j} + \sum_{k=1}^{NGT} \Phi_k g_{kt}$$

$$p \geq 0 \,,\; q < 0 \,;\; \alpha_0 > 0 \,,\; \alpha_i \geq 0, \quad i = 1, \ldots, q \,;\; \beta_j \geq 0, \quad j = 1, \ldots, p.$$

والقضية الحالية المثارة من خلال التطورات الحالية في نموذج ARCH الأصلي هي تمييز درجة عملية ARCH أو عملية GARCH .

يمكن تجاوز هذه المشكلة باستخدام دوال الارتباط الذاتي (ACF) ودوال الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) لعملية مربعات البواقي في تمييز وفحص سلوك السلاسل الزمنية في معادلة التباين المشروطة لنماذج ARCH و GARCH .

فبالنسبة لـ GARCH (p,q) :

Φ_{kk} : دالة الارتباط الذاتي الجزئي لـ $\hat{u}_t^2$ تتضاءل بعد q

p_k : دالة الارتباط الذاتي تتضاءل بعد p

2.4.1.3 الاختبار لاضطراب ARCH :

يعتبر اختبار مضاعف Lagrange ، الذي يعتمد على اختبار Breusch و Pagan لاختلاف التباين ، مناسباً في مثل هذه الحالات . ويمكن تلخيص الاختبار كالآتي :

ـــ نقدر المعادلة (21) باستخدام طريقة المربعات الصغرى ونحصل على مربعات البواقي $\hat{u}_t^2$.

ـــ توفيق العلاقة بين $\hat{u}_t^2$ والمتغير نفسه بفترات إبطاء مع إدراج متقاطع .

ـــ نحسب الإحصائية TR^2 حيث T حجم العينة و R^2 هي معامل التحديد للانحدار الأخير . والإحصائية الأخيرة موزعة تقاربياً حسب قانون كاي ـــ تربيع X^2 (CHI) مع

(42) انظر في ذلك Hall (1992) .

درجات حرية .p وتشير القيم الكبيرة لهذه الإحصائية إلى رفض فرضية العدم التالية وبالعكس :

$$H_o : \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_p = 0.$$

وتجدر الإشارة أن نتيجة الاختبار لاضطراب ARCH المشتق من الانحدار المساعد مثل (22) الذي تعرضنا له سابقاً يجب أن تؤخذ بنوع من التحفظ . وهذا ينبع من حقيقة أن $\hat{u}_t^2$ يمكن أن تعكس تأثير قيم فترات الإبطاء المحذوفة لـ y_t و x_t من المعادلة $u_{t-i} = y_{t-i} - x_{t-i}'\beta$. ولهذا السبب يفضل أن يتم إجراء اختبار ARCH بعد تضمين عدد كافٍ من قيم فترة إبطاء لـ y_t و x_t في الانحدار الأصلي .

من ناحية أخرى ، وبالرغم من أن $u_t's$ ليست مرتبطة ذاتياً (حيث $u_t^2's$ هي كذلك) ، فإن ارتباط تباين u_t بـ u_{t-1}^2 سوف يعطي انطباعاً مضللاً بأن هناك ارتباطاً ذاتياً لـ $u_t's$. ولتجنب تفسير قيمة DW كدلالة على وجود ARCH يفضل أن تحتسب إحصائية ARCH إلى جانب إحصائية .DW . وهذه الملاحظة تنطبق على كثير من اختبارات التشخيص التي ناقشناها سابقاً ، طالما أن رفض الفرضية المتبناة لا يعطي إشارة كافية عن وجود المشكلة من عدمها . على أية حال ، فإن مجموعة اختبارات يمكن أن تكون مفيدة أكثر من اختبار واحد في هذا الخصوص .

5.1.3 اختبار وجود توزيع طبيعي (Normality) :

تؤثر فرضية التوزيع الطبيعي على نوعية التقديرات وأنواع إجراءات التقدير التي يجب أن تستخدم . في الإطار العملي للانحدار الخطي أصبح من الراسخ أن التحرر من فرضية التوزيع الطبيعي والتمسك بفرضية الخطية وثبات التباين لا يعطي فارقاً رئيسياً في النتائج المعروفة للإطار العملي للانحدار . ومع هذا ، أبدى Judge وآخرون (1985) بأنه عندما نتحرر من فرضية التوزيع الطبيعي ، هناك حالتان يجب أن نضعهما في الاعتبار ، الأولى هي حالة يكون تباين الاضطراب فيها محدوداً والثانية ، عندما يكون غير محدود . في الحالة الأولى ، فقد أبدوا بأن نتائج تحليل الانحدار تبقى في جوهرها دون تغيير ، أما في الحالة الثانية ، فيجب استخدام مقدرات أكثر قوة (Robust) .

يعتبر اختبار التوزيع الطبيعي ذا أهمية خاصة إذا كانت التنبؤات هي الهدف حيث أن معظم فترات التنبؤ تعتمد على فرضيات التوزيع الطبيعي . وتعتمد معظم اختبارات التوزيع الطبيعي على خاصيتين للتوزيعات الطبيعية هما :

ـــ العزم الثالث (The Third Moment) (μ_3) يساوي صفراً

ــ العزم الرابع (The Fourth Moment) ($\mu 4$) حول الوسط يساوي ثلاث مرات مربع العزم الثاني (μ_2) : $\mu_4 = 3\mu_2^2 = 3\sigma^4$

أشار Pagan و Hall إلى أن المتطابقات الآتية تشكل الأساس لإحصائيات اختبار التوزيع الطبيعي :

$$\hat{u}_t^2 = \mu_2 + (u_t^2 - \mu_2) + (\hat{u}_t^2 - u_t^2) = \mu_2 + v_{2,t} \quad (27\text{-}3)$$

$$\hat{u}_t^3 = \mu_3 + (u_t^3 - \mu_3) + (\hat{u}_t^3 - u_t^3) = \mu_3 + v_{3,t} \quad (28\text{-}3)$$

$$\hat{u}_t^4 = \mu_4 + (u_t^4 - \mu_4) + (\hat{u}_t^4 - u_t^4) = \mu_4 + v_{4,t} \quad (29\text{-}3)$$

لو عرفنا $\gamma_4 = \mu 4 - 3\sigma^4$ و $\gamma_3 = \mu_3$ ، يمكن اختبار فرضية التوزيع الطبيعي باعتبار الفرضية المشتركة $\gamma_3 = 0$ و $\gamma_4 = 0$ في النظام التالي لمعادلات نظام العلاقات غير المرتبطة ظاهرياً (SUR) :

$$\hat{u}_t^3 = \gamma_3 + v_{3,t} \quad (30\text{-}3)$$

$$\hat{u}_t^4 - 3\hat{\sigma}^2\hat{u}_t^2 = \gamma_4 + v_{5,t} \quad (31\text{-}3)$$

يمكن تقدير γ_3 و γ_4 بصورة كفأة عن طريق OLS . لو عرفنا الالتواء (Skewness) والعزوم (Kurtosis) كما يلي :

$$SK = \frac{\hat{\gamma}_3}{\hat{\sigma}^3} = \frac{(\frac{1}{T}\sum_t \hat{u}_t^3)}{(\frac{1}{T}\sum_t \hat{u}_t^2)^{3/2}} \quad (32\text{-}3)$$

$$EK = \frac{\hat{\gamma}_4}{\hat{\sigma}^4} = \frac{(\frac{1}{T}\sum_t \hat{u}_t^4)}{(\frac{1}{T}\sum_t \hat{u}_t^2)^2} \quad (33\text{-}3)$$

من الممكن تكوين الاختبار للتوزيع الذي وضعاه Bera و Jarque (JB) (1982) كالتالي :

$$BJ = [\frac{T}{6} SK^2 + \frac{T}{24} (EK - 3)^2] \qquad (34\text{-}3)$$

تحت فرضية العدم القائلة بأن حدود الخطأ موزعة طبيعياً ، تكون إحصائية BJ موزعة حسب قانون كاي تربيع X^2 . تنطوي كثير من حزم البرمجيات على إحصائية BJ . بينما يعتبر اختبار التوزيع الطبيعي مهماً في حد ذاته ، في التطبيق العملي ، فإن اختبار BJ يكون مفيداً كاختبار للقيم المتطرفة (Outliers) ، حيث أن اختبار BJ حساس جداً لوجود القيم المتطرفة . وبالتالي ، فإن عدم قبول فرضية العدم ربما يكون دليلاً على وجود قيم متطرفة .

2.3 مشاكل بواقي المربعات الصغرى (LS)

إحدى مشاكل تقدير البواقي في LS هي أن لها خواص تختلف عن تلك في حالة البواقي الحقيقية . ويمكن أن نوضح على سبيل المثال ، بأن البواقي المقدرة لها ارتباط واختلاف تباين بينما البواقي الحقيقية ليست كذلك . والحل البديل يكمن في بناء بواقٍ لها خواص الأخطاء الحقيقية نفسها .

وسوف نناقش فيما يلي أربعة أنواع من البواقي تستخدم دائماً في اختبار سوء التوصيف[43] :

- البواقي التنبؤية Predicted Residuals
- البواقي المعيرة (Studentize)
- بواقي BLUS
- البواقي المتكررة Recursive

من بين أربعة الأنواع المذكورة أعلاه نجد أن النوعين الأولين لهما الخواص نفسها ومشاكل بواقي المربعات الصغرى العادية OLS نفسها ولكنهما مفيدان في الاختيار بين نماذج الانحدار المختلفة وفي الكشف عن القيم المتطرفة. أما البواقي الأخرى فهي تخلو من عيوب بواقي الانحدار العادية .

ما عدا ذلك ، فإن احتساب بواقي BLUS يتسم ببعضٍ من الصعوبة وتعتبر هذه الأخيرة أقل فائدةً من البواقي المتكررة Recursive .

(43) انظر : Maddala (1992) ، فصل 12 .

1.2.3 البواقي التنبؤية :

افترض أننا أخذنا بيانات عينة من n مشاهدة وقمنا بتقدير معادلة الانحدار لـ (n-1) مشاهدة ثم قمنا باستخدام المعادلة المقدرة للتنبؤ بقيمة y للمشاهدة المحذوفة ، $\hat{y}(i)$:

بواقٍ تنبؤية $u_i^* = y_i \hat{y}(i)$

يمكن التوضيح بأن :

$$u_i^* = \frac{\hat{u}_i}{(1 - h_{ii})}$$

حيث : $h_{ij} = \frac{x_i x_j}{\Sigma x_i^2}$ و $\hat{u}_i$'s هي بواقي المربعات الصغرى الاعتيادية ، أكثر من ذلك ، u_i^*'s لها خاصية اختلاف التباين أو عدم التجانس ويُعطى تباينها بالآتي :

$$V(u_i^*) = \frac{\sigma^2}{1 - h_{ii}}$$

حيث σ^2 هي تباين المربعات الصغرى الاعتيادية لحدود الخطأ . يمكن استخدام هذه البواقي للاختيار بين نماذج انحدار مختلفة ، والمعيار المستخدم هو مجموع مربعات البواقي التنبؤية : (PRESS)

$$\text{PRESS} = \sum_{i=1}^{n} u_i^{*2} \qquad (35\text{-}3)$$

يجدر التذكير أن $u_i^* = \frac{\hat{u}_i}{1-h_{ii}}$ ، وبالتالي نستنتج أن PRESS كمعيار للاختيار أو المفاضلة بين النماذج تميل لمحاباة النماذج التي توفق العلاقات توفيقاً جيداً حتى بالنسبة للقيم المتباعدة للمتغيرات التفسيرية .

2.2.3 البواقي المعيرة :

البواقي المعيرة هي بالضبط البواقي التنبؤية مقسومة بأخطائها المعيارية الخاصة . ولنحصل على هذه البواقي يمكن استخدام طريقة المتغيرات الوهمية . وهذه الطريقة تكون كالتالي : أولاً ، نقوم بتقدير معادلة الانحدار باستخدام كل المشاهدات ونعرف المتغير الإضافي D كالتالي :

بالنسبة للمشاهدة عدد i   1

$D_i =$

بالنسبة للمشاهدات الأخرى 0

$$y_i = \beta x_i + \gamma_i D_i + \epsilon_i \quad (36\text{-}3)$$

يتبع ذلك أن : γ_i هو الباقي المتنبأ به للمشاهدة رقم i يعرف الباقي المعير لهذه المشاهدة كإحصائية -t المقابلة لـ γ_i .

3.2.3 بواقي BLUS (Best Linear Unbiased Scalar) :

اقترح Theil (1965) هذه البواقي ، وتطور بواقي BLUS: $\tilde{u}$ قد نبع من الرغبة في الحصول على مجموعة بواقٍ تكون لها الخواص التالية :

ـــ دالة خطية للمتغير التابع

ـــ $E(\tilde{u}) = 0$: القيمة المتوقعة صفرية

ـــ $E(\tilde{u}\tilde{u}') = \sigma^2 I$: غير متحيزة وغير مرتبطة .

يجدر التذكير بأن بواقي المربعات الصغرى الاعتيادية ترتبط بالأخطاء النظرية من خلال العلاقة $\hat{u} = Mu$ حيث M هي مصفوفة متساوية التأثير (Idempotent) . من ناحية أخرى ، عرف Theil بواقي BLUS كـ $\tilde{u} = By$ حيث B مصفوفة بأبعاد (T-KxT) وتحتوي على متجهات مميزة مقابلة للمصفوفة M بعدد (T-K) من الجذور . والمشكلة الوحيدة لهذه البواقي هي أن B ليست وحيدة . لذلك تظل بواقي BLUS ذات قيمة محدودة خاصة عند الرغبة في استخدامها لاختبار اختلاف التباين والارتباط الذاتي .

4.2.3 البواقي المتكررة Recursive :

اقترح Brown (1975) وآخرون البواقي المتكررة لاختبار استقرار العلاقات في إطار نماذج الانحدار الخطي . كما تستخدم هذه البواقي للاستكشاف عن مشاكل أخرى أيضاً ، مثل الاختبار للارتباط الذاتي واختلاف التباين . ويمكن حساب البواقي المتكررة باستخدام طريقة التكرار إلى الأمام أو للخلف (Forward or Backward Recursion) . وسوف نقوم هنا بوصف طريقة التكرار إلى الأمام فقط .

أولاً ، نقوم بترتيب المشاهدات بشكل تسلسلي .

$$(37\text{-}3) \quad y_i = \beta x_i + u_i \qquad i = 1, 2, \dots n$$

لنفرض أن $\hat{\beta}_i$ هو تقدير لـ β باستعمال المشاهدات i الأولى . ثم نقوم باستخدام هذا التقدير للتنبؤ بالمشاهدة الثانية y_{i+1} كالتالي :

$$(38\text{-}3) \qquad \tilde{y}_{i+1} = \hat{\beta} x_{i+1}$$

ثم نحسب في المرحلة التالية $e_{i+1} = y_{i+1} - \tilde{y}_{i+1}$

دعنا نشير إلى تباين هذا الخطأ كالتالي $V(e_{i+1}) = d_{i+1}^2 \sigma^2$. وبالتالي ، تعطى البواقي المتكررة للمشاهدة $i+1$ كالتالي :

$$(39\text{-}3) \qquad \tilde{u}_{i+1} = \frac{e_{i+1}}{d_{i+1}}$$

حيث : $V(\tilde{u}_{i+1}) = \sigma^2$.

والآن نضيف مشاهدة واحدة أخرى ، ونقدر β باستخدام $(i+1)$ مشاهدة ونحسب :

$$(40\text{-}3) \qquad \tilde{y}_{i+2} = \hat{\beta}_{i+1} x_{i+2}$$

بالمثل تحسب : البواقي المتكررة لـ $i+2$ مشاهدة كالتالي بـ :

$$(41\text{-}3) \qquad \tilde{u}_{i+2} = \frac{e_{i+2}}{d_{i+2}}$$

حيث : $e_{i+2} = y_{i+2} - \tilde{y}_{i+2}$ و $V(e_{i+2}) = d_{i+2}^2 \sigma^2$

ونكرر هذه العملية حتى نحصل على المشاهدة الأخيرة ، فإذا كان لدينا K من المتغيرات التفسيرية ، فسوف نحتاج لتقدير K من البارامترات ، (إضافة للحد الثابت) الحصول على تبايناتها . ولهذا السبب نحتاج على الأقل إلى K مشاهدة ، وبالتالي ، تبدأ البواقي المتكررة بالمشاهدة $(K+1)$ ويكون لدينا فقط $(T\text{-}K)$ بواقي متكررة .

البواقي المتكررة لها الخواص التالية :

(1) غير مترابطة .

(2) لها التباين نفسه .

(3) مجموع مربعاتها يساوي مجموع مربعات بواقي المربعات الصغرى الاعتيادية (RSS) .

وعلى غرار البواقي المتكررة ، فهناك طريقة بديلة للحصول على البواقي المتكررة .

افترض عدد n من المشاهدات وأننا نريد الحصول على الخطأ التنبؤي وتباين الخطأ التنبؤي للمشاهدة عدد $(n+1)$. والآن اعتبر المتغير الوهمي الآتي :

$$D = \begin{cases} 1 & \text{للمشاهدة } (n+1) \\ 0 & \text{لبقية المشاهدات} \end{cases}$$

والآن نجري الانحدار المتعدد بكل الـ $(n+1)$ مشاهدة وهذا المتغير الوهمي الإضافي D بحيث يكون تقدير معامل المتغير الوهمي D هو الخطأ التنبؤي e_{i+1} وانحرافه المعياري هو $\hat{\sigma} d_{n+1}$.

$$y_i = \beta' x_i + \gamma_i D_i + \epsilon_i \qquad (42\text{-}3)$$

ومن ذلك تكون إحصائية t لـ γ_i هي $\hat{\sigma}\ \frac{e_{n+1}}{d_{n+1}}$. بما أن احتساب البواقي المتكررة يحتاج إلى $\tilde{u}_{n+1} = \frac{e_{n+1}}{d_{n+1}}$ ، فإنه يكفي ضرب إحصائيات t في القيمة المقدرة بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية للخطأ المعياري $\hat{\sigma}$.

ولتحليل الاستقرار ، اقترح Brown وآخرون حساب المجاميع المتجمعة (CUSUM) ومجموع المربعات المتجمعة (CUSUMQ) للبواقي المتكررة ومقارنتها ببعض النقاط النسبية المجدولة . ومن مزايا الاختبار الأخير أنه يمهد الإطار العملي لاختبار الاستقرار الهيكلي عندما لا يكون لنا علمٌ مسبق حول الانقطاعات (Breaks) الهيكلية . إن هذه الاختبارات لا تتمتع بقوة إحصائية كبيرة وغالباً ما تستخدم كأداة تشخيصية تقريبية لا غير .

وتكمن أهمية البواقي المتكررة في أن سلوكها في حالة النماذج السيئة التوصيف يختلف تماماً عن سلوك بواقي المربعات الصغرى الاعتيادية . وهذا يعني أن إجراءات الاختبار المعتمدة على البواقي المتكررة تكميلية لتلك المعتمدة على بواقي المربعات الصغرى الاعتيادية .

تعرف المجاميع المتجمعة CUSUM للبواقي المتكررة بالآتي :

$$W_t = \hat{\sigma}^{-1} \sum_{j=k+1}^{t} \tilde{u}_j \qquad t = k+1, \ldots, T \qquad (43\text{-}3)$$

حيث :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum(\bar{u}_t - \bar{u})^2}{T-K-1}$$

$\bar{u}$ هي الوسط الحسابي للبواقي

$\hat{\sigma}$ الخطأ المعياري للانحدار من التقدير الكامل للعينة .

وبالتالي ، يكون اختبار المجاميع المجمعة CUSUM ببساطة هو مجموع البواقي المتكررة مقسوماً على الخطأ المعياري للبواقي . فإذا كانت البواقي عشوائية فنتوقع أن تظل W_t قريبة من الصفر ، وأي ابتعاد منتظم لها عن الصفر ، فهو إشارة إلى سوء التوصيف . من أهم الخواص للبواقي المتكررة أن مجموعها ليس بالضرورة صفرياً وخاصة في حالة سوء التوصيف للتغيرات الزمنية في البارامترات .

وتتمثل إجراءات اختبار CUSUM في رسم خطين متماثلين فوق وتحت $W_t = 0$ كوسيلة لتقويم أهمية الابتعاد عن المحور الأفقي . ويرسم الخطان بحيث يكون احتمال تقاطع أحديهما أو الاثنين معاً متساوياً مع مستوى معنوية معطى . يمكن أن نجد القيمة الحرجة لهذا الاختبار في Harvey (1990) مثلاً .

ويعرف مجموع المربعات التجميعي CUSUM بالآتي :

$$(44\text{-}3) \qquad WW_t = \frac{\sum_{j=k+1}^{t} \tilde{u}_j^2}{\sum_{t=k+1}^{T} \tilde{u}_t^2} \quad ; \qquad t = k+1, \ldots, T$$

فإذا تم توصيف النموذج بصورة صحيحة يكون توزيع WW_t بيتا β مع متوسط $\frac{t-K}{T-K}$

وهذا يقترح رسم زوج من الخطوط كالآتي : $WW = \pm C_o + \frac{t-K}{T-K}$

تحدد القيمة C_o بحيث يكون احتمال تقاطع كل خط تحت H_o مساوياً مستوى المعنوية المرغوب فيه (انظر Harvey 1990 للقيم الحرجة) . وهناك اختبارات أخرى متاحة في الأدبيات لاختبار استقرار البارامترات من أهمها اختبار Chow . وهذه الاختبارات مدونة بشكل جيد في الأدبيات ولن نعيدها هنا .

5.2.3 DFFITS والمقدرات محدودة التأثير :

استنبط هذا الاختبار لأن بواقي المقدرات العادية لا تظهر القيم المتطرفة (Outliers) بوضوح . من بين الإجراءات المستخدمة للكشف عن القيم المتطرفة البحث عن التغير في

القيمة التوفيقية $\tilde{y}$ لـ y والتي تحدث نتيجة لإلغاء مشاهدة معينة.

إذا كانت $\tilde{y}_{(i)}$ القيمة التوفيقية لـ y إذا أُلغيت المشاهدة i^{th}، فإن إحصائية DFFITS تُعطى بالتالي :

$$DFFITS_i = \frac{\hat{y}_i - \hat{y}_{(i)}}{h_{ii} S_i}$$

Si : هي تقدير الخطأ المعياري للانحدار إذا حذفت المشاهدة i^{th}

$$h_{ii} = \frac{x_i^2}{\sum_i x_i^2}$$

ويمكن أن نبين أن $DFFITS_i = \left(\frac{h_{ii}}{1-h_{ii}}\right)^{1/2} \tilde{e}_i$ حيث $\tilde{e}_i$ هي الاختبار المعياري. ومن المقترح عموماً أن المشاهدات التي لها DFFITS كبيرة يجب عدم حذفها، ويجب تقليل تأثيرها. وهذه الطريقة من التقدير تسمى تقدير التأثير المحدود. وقد اقترح Welsh (1980) إجراء التقدير الآتي :

$$\text{Min} \sum_i w_i (y_i - \beta x_i)^2 \qquad (45-3)$$

حيث :

$$w_i = \begin{cases} 1 & if\ |DF_i| \le 0.34 \\ \dfrac{0.34}{|DF_i|} & if\ |DF_i| > 0.34 \end{cases}$$

3.3 اختبار التوصيف واختيار النموذج :

1.3.3 اختبار التوصيف :

رأينا سابقاً أن اختبارات سوء التوصيف تشير إلى اختبار الفرضيات الأساسية للنموذج الإحصائي. أما اختبارات التوصيف فتشير إلى اختبار الفرضيات المتعلقة بالباراميترات الإحصائية المرغوب فيها، بافتراض أن الفرضيات الأساسية للنموذج الإحصائي تحت الدراسة صحيحة. وتعتمد هذه الاختبارات الأخيرة على إجراءات الاختبارات

الإحصائية التقليدية مثل، اختبار نسبة الاحتمال (LR)، اختبار Wald (WALD) واختبار مضاعف Lagrange (LM).

وقد أرسى الإطار العملي لهذه الاختبارات Neyman و Pearson اللذان اقترحا طرق بناء اختبارات تعتمد على نسبة الاحتمال.

لنفترض أن θ هو متجه البارامترات المرغوب فيها وأن f هي دالة الكثافة التي تمثل تحقيقاً لقيمة السلسلة في العينة تحت الدراسة. ولنفترض أننا نرغب في معرفة ما إذا كانت Θ تابعة إلى شبه فراغ البارامتير (Parameter Subspace)

$$\Theta_0 \subset \Theta \quad \text{أو} \quad \Theta_1 = \Theta - \Theta_0$$

دع H_0 تكون الفرضية الأولى و H_1 هي الفرضية الثانية، وبصورة أكثر وضوحاً، يمكن كتابة الفرضيتين كالتالي:

$$H_0 : f(X,\theta), \quad \theta \in \Theta_0$$
$$H_1 : f(X,\theta), \quad \theta \in \Theta_1$$

والفكرة خلف مبادىء Neyman- Pearson هي: إذا كانت H_0 صحيحة، فسوف نتوقع أن تكون $f(X,\Theta_0)$ أكبر من $f(X,\Theta_1)$.

وبالرغم من أن تطبيق هذه المبادىء محدود على أرض الواقع، فإن عدداً كبيراً من الاختبارات مثل اختبار F في نماذج الانحدار، يشتق باتباع المبادىء نفسها.

2.3.3 اختبار نسبة الاحتمال وإجراءات الاختبار المتعلقة به:

إذا كنا نرغب في اختبار الفرضيات التالية:

$$(46\text{-}3) \qquad H_0: g(\theta) = 0 \ ; \ \theta \in \Theta = \mathbb{R}^K, \ g(\theta) : r \times 1 \text{ vector}$$

دع L تكون دالة الاحتمال ولتعرف الآتي:

$$G(\theta) = \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}$$

$$q(\theta) = \frac{\partial \operatorname{Log} L(X,\theta)}{\partial \theta}$$

q تسمى عادة دالة النتيجة (Score)

من ناحية أخرى، لنعرف H كالتالي :

$$\bar{H} = \frac{1}{T} H \quad و \quad H = E\left\{-\frac{\partial^2 \operatorname{Log} L}{\partial \theta \partial \theta'}\right\}$$

وأيضاً اجعل $\hat{\theta}$ تكون مقدر MLE إلى θ، و $\tilde{\theta}$ هي مقدر مقيد يحقق $g(\theta) = 0$.

تحت الفرضية H_0 تكون العبارات التالية صحيحة تقاربياً :

$$LR = -2 \frac{\operatorname{Log} L(\tilde{\theta})}{\operatorname{Log} L(\hat{\theta})} \sim \chi^2 (r) \tag{47-3}$$

$$W = T \; g'(\hat{\theta}) \left[\hat{G} \; \bar{H}^{-1} \; \hat{G}'\right]^{-1} \; g(\hat{\theta}) \sim \chi^2(r) \tag{48-3}$$

$$LM = \frac{1}{T} q'(\tilde{\theta}) \bar{H}^{-1} q(\tilde{\theta}) \sim \chi^2 (r) \tag{49-3}$$

حيث علامة ^ فوق الحرف تعني أن الكمية المعنية قدرت حول قيمة $\hat{\theta}$. بينما علامة ~ فوق الحرف تعني بأن الكمية قدرت حول قيمة $\tilde{\theta}$.

تتشارك الاختبارات الثلاثة في خواص التقاربية وهي متكافئة استنتاجياً في إجراء اختبار التوصيف. في كل هذه الاختبارات ترفض فرضية العدم عندما تكون قيمة الإحصائيات كبيرة. على أية حال، يعتمد الاختيار العملي بين هذه الاختبارات على السهولة في الاحتساب.

3.3.3 تحويل اختبار LM[44] :

المعادلة التي قدمناها سابقاً عن اختبار LM غير مناسبة عند التطبيق. ابتكر Breusch و Pagan (1980) تحويلاً لاختبار LM التقليدي سهل الحساب والذي يمكن تطبيقه في مجال واسع لمشاكل الاقتصاد القياسي.

افترض أن النموذج يأخذ الشكل التالي :

$$y_t = f(x_t, \theta) + u_t \equiv f_t + u_t , \qquad t = 1, \ldots , T \tag{50-3}$$

(44) انظر : Cuthbertson (1992) وآخرون، ص56-58.

$u_t \sim N(O,\sigma^2)$ و f_t مستقلة عن كل u_t's .

وافترض أن فرضية العدم صيغت كالتالي :

$$H_0 : g(\theta) = 0 \qquad (51-3)$$

بالتالي ، يمكن أن نبين بأن اختبار LM يساوي TR^2 ، حيث R^2 معامل التحديد في انحدار $\tilde{u}_t$ على $\tilde{G}$ ، حيث العلامة (-) تشير إلى التقدير المقوم عند اختبار الباراميتر المقيد ، وأن G لها التعريف السابق نفسه . وأغلب الاستخدام العام لهذا النوع من التحويل لاختبار LM هو اختبار فرضية الارتباط السلسلي .

ويمكن أن نبين أن الاختبار للارتباط السلسلي من الدرجة m يمكن الحصول عليه من الانحدار التالي :

$$\hat{u}_t = X_t'\delta + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i \hat{u}_{t-i} \qquad (52-3)$$

ربما يمكن استخدام R^2 من الانحدار لتكوين الاختبار التالي :

$$LM = TR^2 \sim \chi^2(m) \qquad (53-3)$$

4.3.3 اختبارات توصيف أخرى :

عواقبُ سوء التوصيف ، مثل تضمين متغيرات ليست ذات علاقة ، حذف متغيرات ذات علاقة ، اعتبار وشكل دالي غير صحيح معروفة في الأدبيات . وإن تضمين متغيرات ليست ذات علاقة يتسبب في عدم الكفاءة بالرغم من عدم تحيز التقدير ، بينما حذف متغيرات ذات علاقة والشكل الدالي غير الصحيح يتسببان في التحيز وعدم الاتساق .

ويعالج الاختبار لتضمين متغيرات ليست ذات علاقة من خلال استخدام اختبارات t و F التقليدية . ويشتمل التطبيق على توصيف نموذج معطى كفرضية العدم :

$$y_t = x_{t1}\beta_1 + x_{t2}\beta_2 + \dots + x_{tk}\beta_k + \epsilon_t \qquad (54-3)$$

حيث $E(\epsilon_t) = 0$ و $\epsilon_t \sim N(0,\sigma^2)$ لكل قيم t . ومن ثم تختبر صلة المتغيرات المتعددة باستعمال توزيع t (أو F) لاختبار الفرضيات التالية :

$$\left.\begin{array}{l} H_0: \beta_j = 0 \\ H_1: \beta_j \neq 0 \end{array}\right\} \qquad j = 1, 2, \dots, k .$$

تستخدم هذه الاختبارات بطريقة تكرار المحاولة قصد التوصل إلى النموذج « الجيد » .
ويمكن إجراء اختبارات للمتغيرات المحذوفة وللشكل الدالي غير الصحيح مع أو بدون توصيف فرضيات بديلة . يمكن تطبيق اختبارات t و F في حالة المتغيرات المحذوفة عندما يكون هناك أخطاء بدائل معينة . كما يمكن استخدام بعض الاختبارات الأخرى عندما يكون هناك توصيف معين بديل للشكل الدالي . ومن أكثر الاختبارات استخداماً في حالة سوء توصيف الشكل الدالي ، في حالة عدم وجود بديل معين هي الاختبارات المعتمدة على البواقي ، واختبار RESET Ramsey[45] .

كما شاهدنا سابقاً ، فإنه يمكن استخدام الاختبارات المعتمدة على البواقي لاختبار الفرضيات الأساسية للنموذج الإحصائي خاصة عند اختبار بناء التغاير لنموذج الانحدار إحصائية (DW) . وكل اختبارات اختلاف التباين ، واختبارات ARCH ، ... إلخ) أو استقرار البارامترات (CUSUMQ, CUSUM ، ... إلخ) .

ويمكن استخدام هذه الاختبارات نفسها المعتمدة على البواقي للاختبار في حالة المتغيرات المحذوفة والشكل الدالي الخاطىء . على سبيل المثال ، يستخدم بناء DW لاختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى وأيضاً يمكن استخدامه لاختبار سوء توصيف الديناميكي (Dynamic) . ولتوضيح هذه النقطة لنفترض النموذج التالي :

$$y_t = \beta x_t + \epsilon_t \quad (55\text{-}3)$$

$$\epsilon_t = \rho \epsilon_{t-1} + u_t \quad (56\text{-}3)$$

فإذا كتبنا (55) في شكل فترة إبطاء وضربناها في p ، وطرحناها من (55) يصبح النموذج كالتالي :

$$y_t = \rho y_{t-1} + \beta x_t - \rho \beta x_{t-1} + u_t \quad (57\text{-}3)$$

لكن نموذج (57) يمكن اعتباره حالة خاصة للنموذج العام التالي :

$$y_t = \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 x_t + \gamma_3 x_{t-1} + u_t \quad (58\text{-}3)$$

(45) انظر : Fomby (1984) وآخرون .

إذا كان القيد $\gamma_3 = -\gamma_1 \gamma_2$ صحيحاً، فتكون الأخطاء مرتبطة AR(1) . ولكن إذا رفضت هذه الفرضية، فهذا يعني إما أن هناك سوء توصيف أو شكلاً من أشكال الارتباط الذاتي . وبالتالي، فقيمة DW التي تشير إلى وجود الارتباط الذاتي يمكن أن تستعمل كإشارة لاحتمال سوء توصيف ديناميكي .

طوّر Ramsey (1969, 1974) اختباراً عاماً للكشف عن أخطاء التوصيف الناشئة عن المتغيرات المحذوفة، أو سوء التوصيف الدالي و/أو الارتباط المتزامن. يمكن وصف الاختبار باستخدام النموذج البسيط التالي :

$$y_t = \beta x_t + \epsilon_t \qquad (59\text{-}3)$$

في الخطوة الأولى نقوم بانحدار y_t على x_t ونحصل على $\tilde{y}_t = \hat{\beta} x_t$. وتحتوي الخطوة التالية على انحدار y_t على x_t وعلى $\tilde{y}_t^2, \tilde{y}_t^3, \ldots, \tilde{y}_t^m$. ومن ثم نقوم باختبار فرضية انعدام معاملات القوة $\tilde{y}_t$ باستخدام اختبار F المعتاد . ويجب ملاحظة أن هذا الاختبار يمكن أيضاً استخدامه بشكل مختلف جداً لاختبار اختلاف التباين، في الإطار العملي لـ Pagan و Hall الذي تعرضنا له سابقاً . في هذه الحالة يمكن إجراء الاختبار كالتالي :

— انحدار y_t على x_t والحصول على البواقي $\hat{u}_t$

— انحدار $\hat{u}_t$ على $\tilde{y}_t, \tilde{y}_4$ ونختبر فرضية انعدام بارامترات هذا النموذج .

إذا كان النموذج $y_t = \beta' x_t + \alpha_1 \hat{y}_t^2 + \alpha_2 \hat{y}_t^3 + \ldots + \alpha_m \hat{y}_t^m$ حيث $\hat{y}_t = \hat{\beta}' x_t$

يمكن أن نستخدم اختبار Ramsey بالصورة التالية، وذلك بطرح $\hat{\beta}' x_t$ من كلا الجانبين :

$$\hat{u}_t = \gamma' x_t + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \hat{y}_t^{i+1} \ ; \ \gamma' = (\beta' - \hat{\beta})'.$$

تحت الفرضية $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \ldots \alpha_m = 0;$ فإن اختبار Reset هو $TR^2 \sim x^2(m)$

اقترح Box-Cox (1964) طريقة لاختبار توصيف الشكل الدالي . ويعطي ما يسمى تحويل Box-Cox أشكالاً دالية مرنة جداً تسمح بمقارنة عائلات متعددة من النماذج . فإذا طبقنا تحويل Box-Cox على نموذجنا الأصلي نحصل على :

$$\frac{y_t^{\lambda 1} - 1}{\lambda_1} = \beta \, \frac{x_t^{\lambda 2} - 1}{\lambda_2} + \epsilon_t \qquad (60\text{-}3)$$

في كثير من التطبيقات ، يفترض أن λ_1 تساوي λ_2 . في هذه الحالة ، يمكن كتابة (60) على النحو التالي :

$$y_t(\lambda) = \beta\, x_t(\lambda) + \epsilon_t \qquad (61\text{-}3)$$

حيث :

$$Z_t(\lambda) = \begin{cases} \dfrac{Z_t^{\lambda} - 1}{\lambda} & \text{if} \quad \lambda \neq 0 \\ \ln Z_t & \text{if} \quad \lambda = 0 \end{cases} \qquad Z_t = y_t, x_t.$$

كل قيمة لـ λ تمثل شكلاً دالياً مختلفاً . وبالتالي ، يمكن إجراء بحث شبكي (Grid Search) على القيم المسموح بها لـ λ للوصول إلى القيمة التي تعظم دالة الاحتمال في النموذج . وشبه الروتين هذا في إجراء البحث الشبكي موجود في كثير من حزم الاقتصاد القياسي .

كما أن تحويل Box-Cox مفيد أيضاً في معالجة حالة التوزيع غير الطبيعي حيث أن كثيراً من التوزيعات المعروفة عندما يتم تحويلها تصبح تقريباً للتوزيع الطبيعي .

على أية حال ، عند تطبيق تحويل Box-Cox يجب أن نضع في الاعتبار العيوب التالية : أولاً ، يجري التحويل تحت فرضية ثبات التباين لحدود الخطأ ϵ_t . وإذا لم تكن هذه الفرضية صحيحة ، فإن تقدير λ يكون متحيزاً . ثانياً ، الانحرافات المعيارية لمقدرات البارامترات المحسوبة من قبل حزم الكمبيوتر المعتادة تكون مشروطة بـ λ وتميل إلى البخس في تقدير الانحرافات المعيارية غير المشروطة[46] . وبالتالي نحتاج إلى تحويلات معينة للحصول على الأخطاء المعيارية غير المشروطة[47] . ثالثاً ، إذا كانت $\lambda = 0$ فإن حد الخطأ سيكون مبتوراً طالما أن z يجب أن تكون موجبة (وإلا $\lambda = 0$ فإن التحويل اللوغاريتمي لن يكون معرفاً) .

$$z(\lambda) = \frac{z^{\lambda} - 1}{\lambda} = \frac{z^{\lambda}}{\lambda} - \frac{1}{\lambda} \geq \frac{-1}{\lambda} \qquad \text{for } \lambda > 0$$

$$z(\lambda) = \frac{z^{\lambda}}{\lambda} - \frac{1}{\lambda} \leq \frac{-1}{\lambda} \qquad \text{for } \lambda < 0.$$

هذا البتر Truncation له تأثيرات على خواص التقدير . ولكن في حالة غياب بتر حادة فإن تحويل Box-Cox يؤدي إلى تقدير متسق لـ λ .

---

(46) انظر Judge (1985) وآخرون والمراجع الموجودة هناك .

(47) على سبيل المثال ، النسخة الثانية لـ ET برنامج الحاسب في الاقتصاد القياسي الذي وضعه Greene تمدنا بشبه روتين لإجراء تلك التحويلات .

5.3.3 اختبار توصيف Hausman[48] :

إن اختبارات التوصيف التي تفتقر إلى توصيف فرضية بديلة يكون لها عموماً قوة أقل من تلك الاختبارات التي تحتوي على فرضية بديلة. يستخدم اختبار Hausman بصور واسعة لاختبار فرضية «عدم سوء التوصيف» في النموذج مع وجود فرضية بديلة واضحة. ويمكن تلخيص الفكرة الأساسية لاختبار Hausman في النظرية التالية :

اعتبر النموذج التالي :

$$y = X\beta + \epsilon$$

حيث $E(\epsilon/X) = 0$ أو بعبارة أخرى $\text{plim}\frac{1}{T} X'\epsilon = 0$

و $E(\epsilon\epsilon'/X) = \sigma^2 I$

واعتبر الآن مقدران $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ متسقان مع توزيع طبيعي تقاربي كالآتي

$\sqrt{T}(\hat{\beta}_0 - \beta) \sim N(0, V_0)$ و $\sqrt{T}(\hat{\beta}_1 - \beta) \sim N(0, V_1)$ (مع $\hat{\beta}_0$ متسقة تحت H_1 و H_0). لنفترض أن $\hat{\beta}_0$ تصل إلى الحدود الدنيا لمقاربة Cramer-Rao . لو اعتبرنا أن $\hat{q} = \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0$ و $V(\hat{q}) = V_1 - V_0$ ، فإنه تحت الفرضية H_0 تكون إحصائية الاختبار كالتالي :

$$m = T\hat{q}'[\hat{V}(\hat{q})]^{-1}\hat{q} \sim \chi^2(K) \qquad (62\text{-}3)$$

حيث $\hat{V}(\hat{q})$ مقدر متسق لـ $V(\hat{q})$ تحت الفرضية H_0 و K هي عدد البارامترات . إذا كانت قيم m المحتسبة كبيرة ، فهذا مؤشر على رفض الفرضية H_0 وبالعكس .

يمكن أن يطبق اختبار Hausman في سياقات مختلفة مثل المقارنة بين مقدر المربعات الصغرى (OLS) ومقدر المتغيرات المساعدة (IV) أو المقارنة بين التأثيرات الثابتة أو العشوائية في نماذج البيانات المختلطة (Panel Data) .

4.3 اختبار وتمييز النموذج :

تسمح الاختبارات التي قمنا بمسحها سابقاً باكتشاف ما إذا كان النموذج الموفق للبيانات يتلاءم مع ميكانزم توليد البيانات . لا تعطي نواتج هذه الاختبارات في المقابل أية دلالة حول ما إذا كان النموذج تحت الدرس أفضل من النماذج الأخرى المنافسة له . ومن هنا

---

(48) Hausman (1978)

تكمن الحاجة إلى اختيار إطار عملي لاختبار النماذج مقابل بعضها البعض .

إن مجال اختيار النماذج واسع ومعقد جداً حيث أن إجراءات اختيار النموذج عديدة ويمكن تصنيفها بطرق كثيرة . لذلك ، فإنه من المستحيل في سياق هذا المسح تغطية قائمة جميع الإجراءات وتصنيفاتها . وسوف يقتصر النقاش في أكثر الإجراءات أهمية .

أولاً ، يمكن تطبيق إجراءات اختيار النموذج لنوعين من النماذج ، النماذج المتداخلة (Nested) وغير المتداخلة (Non- Nested) .

يقال أن نموذجين متداخلان إذا كان بالإمكان اشتقاق الأول من الآخر بواسطة قيود بسيطة على البارامترات المتضمنة فيهما . وفي الإطار العملي للانحدار الخطي يُعتبر النموذجان التاليان متداخلين :

$$M_1 : \quad y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \epsilon \qquad (63\text{-}3)$$

$$M_2 : \quad y = X_1\beta_1 + \epsilon \qquad (64\text{-}3)$$

نموذج M_2 متداخل مع نموذج M_1 طالما أنه يمكن الحصول عليه عن طريق تقييد متجه البارامترات β_2 إلى الصفر . بمعنى آخر ، M_2 حالة خاصة من M_1 . وعلى العكس من ذلك ، يقال أن نموذجين غير متداخلين ، إذا كانا من عائلتين بارامتريتين مختلفتين F و G .

$$M_1 : \quad y = X\beta + u \quad ; \quad F = \{f(y, \beta) \; ; \; \beta \in B\} \qquad (65\text{-}3)$$

$$M_2 : \quad y = Z\gamma + v \quad ; \quad G = \{g(y, \gamma) \; ; \; \gamma \in \Gamma\} \qquad (66\text{-}3)$$

f و g عبارة عن دوال كثافة y في نموذج M_1 و M_2 على التوالي . إنه لمن المهم أن نشير في هذه المرحلة إلى أن النماذج التنافسية سواء كانت متداخلة أو غير متداخلة يمكن أن يعبر عن المتغير التابع فيها بأشكال مختلفة (شكل لوغاريتمي أو عادي .. إلخ) . إجراءات الاختبار التي سوف نناقشها أدناه يمكن توسيعها للحالة الأخيرة والتي لا تحتاج نتائجها إلى معالجة خاصة .

إن تصنيف النماذج المتنافسة بين متداخلة وغير متداخلة هام جداً خاصة وأن نوع الاختبار الذي يجب أن يستخدم وأيضاً نتائج هذه الاختبارات تتأثر مباشرة بهذا التصنيف[49] . على سبيل المثال ، يمكن معالجة اختبارات النماذج الخطية المتداخلة في الإطار

---

(49) Aznar (1989)

العملي للاختبارات التقليدية للمتغيرات ذات العلاقة . وعلى العكس ، فإن المناهج التقليدية ليست صالحة في حالة النماذج غير المتداخلة .

قبل أن ننهي هذا الجزء ، فإنه من الجدير التذكير بأن إجراءات اختيار النموذج يمكن تصنيفها حسب ما إذا كان الاختيار بين النماذج يعتمد على معايير كمية مناسبة أو على اعتبارات اختبارات الفرضيات التقليدية . النوع الأول يسمى تمييز النماذج والثاني منهج اختبار الفرضيات .

والفرق بين الاثنين ليس واضحاً تماماً طالما أن الإحصائيات نفسها تستخدم في النوعين المذكورين . على أية حال ، أحد الفوارق بين الاثنين هو الاستراتيجية المستخدمة في كل حالة .

في منهج اختبار الفرضيات يمثل النموذج في فرضية العدم الحالة الحقيقية ، بينما يمثل النموذج في الفرضية البديلة الأفضلية الثانوية للنموذج . وبهذا الطرح ونتيجة لتقاسم الدور لفرضية العدم والفرضية البديلة ، يكون النموذج تحت فرضية العدم عموماً مقبولاً ما لم يُحْدِثْ شيئاً غير محتمل الحدوث ، وبالتالي ، نستنتج أن النموذج تحت فرضية العدم يفترض أن يكون النموذج الحقيقي . وعلى عكس منهج اختبار الفرضيات ، لا يفترض منهج التمييز استنتاجاً بأن أحد النماذج مفضلٌ على الآخر بشكل مسبق .

1.4.3 التمييز Discrimination :

اختيار النماذج بطريقة التمييز يعتمد على بعض المعايير المناسبة ، وقد اقترحت عدة معايير في الأدبيات للاختيار بين النماذج غير المتداخلة (وأيضاً النماذج المتداخلة) . وباتباع Maddala (1992) سوف نقدم باختصار بعض المعايير المستخدمة للاختيار بين نماذج الانحدار . وكما هو واضح من الجدول أدناه كل هذه المعايير تتلخص في إيجاد القيمة الدنيا لمجموع مربعات البواقي (RSS) للنموذج باستخدام بعض العوامل التصحيحية لتأخذ في الحسبان الفرق في عدد المتغيرات التفسيرية المستخدمة k ، وحجم العينة n .

2.4.3 بعض المعايير للاختيار بين نماذج الانحدار :

حيث $\hat{\sigma}_m^2$ هي تقدير لـ σ^2 من نموذج يحتوي على كل المتغيرات التفسيرية k .

القيمة الدنيا	المعيار
Theil $\bar{R}^2$	$RSS_j/n-k_j$
Hocking's S_p	$RSS_j/[(n-k_j)(n-k_j-1)$
Mallow's C_p	$RSS_j + 2k_j \hat{\sigma}_m^2$
Amemiya's PC	$RSS_j (n+k_j)/(n-k_j)$
Akaike's AICY	$RSS_j \exp[2(k_j+1)/n]$

ويجب أن نذكر بأن كل من C_p و PC و AIC تعتمد على تصغير متوسط مربع الخطأ للتنبؤ .

وكما أشار Maddala هذه المعايير ، على عكس المعيار $\bar{R}^2$ الذي يحاول أن يختار النموذج الحقيقي بافتراض أن أحد النماذج صحيح ، تميل لمحاباة الشح (Parsimony) في التوصيف حتى إذا كان النموذج الصحيح يحتوي على عدد أكبر من البارامترات .

من ناحية أخرى ، فإن معيار المعلومات لـ Akaike (AIC) هو معيار أكثر عمومية بمعنى أنه يمكن أن يطبق على أي نموذج يقدر بطريقة الاحتمال الأعظم .

ويقترح AIC تصغير الدالة التالية :

$$\frac{-2 \operatorname{Log} L}{n} + \frac{2k}{n}$$

حيث L هي دالة الاحتمال . ويمكن أن نوضح أنه في حالة نموذج الانحدار يتلخص تصغير الدالة الأخيرة في تصغير الآتي : $RSS.\exp[(2k/n)]$

وعندما تكون النماذج المتنافسة لها عدد البارامترات نفسه يكون معيار AIC مكافئاً لمعيار تعظيم معامل التحديد R^2 .

اقترحت بعض الدراسات التطبيقية الحديثة استخدام معايير أقوى مثل معيار Schwarz :

$$\text{Schwarz} = n^{k/n} (RSS_{j/n}) \qquad (67\text{-}3)$$

3.4.3 اختبار الفرضيات :

على خلاف منهج التمييز فإن منهج اختبار الفرضيات يمكن أن يقبل أو يرفض النموذجين . والمنهج الأخير كان نتيجة إلى ورقتين أساسيتين قدمهما Cox (1962,1961) .

وفي إطار منهج اختبار الفرضيات فإن النماذج في فرضية العدم والبديل يمكن معالجتها إما بطريقة منفصلة أو معاً . وسوف نسمي الأول منهج Cox والثاني المنهج الشامل .

4.4.3 منهج Cox :

يمكن تلخيص الفكرة الأساسية وراء اختبار Cox كالآتي : المرحلة الأولى ، تحتوي على تعظيم دالة الاحتمال تحت فرضية العدم (عندما يكون النموذج الأول صحيحاً) وتحت الفرضية البديلة (عندما يكون النموذج البديل صحيحاً) واحتساب نسبة لوغاريتم الاحتمال بين الاثنين . ثم يتم بعد ذلك مقارنة هذه النسبة بالقيمة المتوقعة لهذه النسبة عندما تكون فرضية العدم صحيحة . إذا كان الانحراف « بسيطاً » لنسبة الاحتمال عن قيمتها المتوسطة ، فهذا دليلّ بجانب فرضية العدم أما إذا كان الانحراف كبيراً فهو دليل ضدها .

اجعل $L_0(\Theta_0)$ و $L_1(\Theta_1)$ تشير إلى دوال الاحتمال تحت فرضية العدم والبديل و Θ_1، و Θ_0 متجهات البارامترات المرغوب فيها في كل حالة . بالتالي تكون إحصائية Cox معطاة بالآتي :

$$T_0 = \text{Log}\,\frac{L_0(\theta_0)}{L_1(\theta_1)} - E_\theta\left\{\text{Log}\,\frac{L_0(\theta_0)}{L_1(\theta_1)}\right\} \qquad (68\text{-}3)$$

وقد أوضح Cox أنه تحت فرضية العدم يكون توزيع هذه الإحصائية طبيعياً . وبعبارة أخرى :

$$\frac{T_0}{\sqrt{W_0}} \sim N(0,1) \qquad (69\text{-}3)$$

ويمكن تبادل دور الفرضيات وبالتالي تكون إحصائية Cox كالتالي :

$$T_1 = \text{Log}\,\frac{L_1(\theta_1)}{L_0(\theta_0)} - E_\theta\left\{\text{Log}\,\frac{L_1(\theta_1)}{L_0(\theta_0)}\right\} \qquad (70\text{-}3)$$

حيث : $T_1 \sim N(0, W_1)$.

وفي كلتا الحالتين فإن إحصائية Cox أي T وتباينها التقاربي يمكن تقديرهما من العينة .

استخدم Pesaran (1974) نتائج Cox للحصول على اختبار يميز بين النماذج الخطية. وفي ورقة كتبها مع Deaton في عام (1978)، توسع Pesaran في نواتج ورقته التي أصدرها عام 1974 إلى حالة النماذج غير الخطية، وسوف نوجز توضيح اختبار Pesaran للحالة الخطية فقط.

دعنا نعتبر لهدف التوضيح بأن لنا نموذجين متنافسين، أحدهما ممثل بفرضية العدم H_0 والآخر ممثل بفرضية البديل H_1:

$$H_0 : \quad y = X\beta + u \tag{71-3}$$

$$H_1 : \quad y = Z\gamma + v \tag{72-3}$$

حيث X و Z يمكن أن يتداخلا لكن لا يمكن أن يكونا الشيء نفسه.

دع $\hat{\sigma}_0^2$ و $\hat{\sigma}_1^2$ التباينات المقدرة من H_0 و H_1 على التوالي، واجعل $\hat{e}_{10}$ متجه بواقي OLS في انحدار $X\hat{\beta}$ على Z و $\hat{e}_{101}$ متجه بواقي OLS لانحدار $\hat{e}_{10}$ على X. وأخيراً اجعل $\hat{\sigma}_{10}^2 = \hat{\sigma}_1^2 + \frac{\hat{e}'_{10}\hat{e}_{10}}{T}$ حيث T حجم العينة.

أوضح Pesaran بأن إحصائية Cox في هذه الحالة يمكن أن تعطى بالآتي:

$$T_0 = T/_2 \operatorname{Log}\left(\hat{\sigma}_1^2 / \hat{\sigma}_{10}^2\right) \tag{73-3}$$

حيث يكون تقدير $V(T_0) = W_0$ معطى بالآتي:

$$\hat{w}_0 = \left[\frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_{10}^4}\right] \hat{e}'_{101}\, \hat{e}_{101}.$$

وبالتالي تكون الإحصائية كالتالي:

$$N_0 = \frac{T_0}{\sqrt{\hat{w}_0}} \sim N(0,1) \quad \text{under } H_0. \tag{74-3}$$

وكما ذكرنا سابقاً، كلما كانت قيمة N_0 كبيرة فإنها تؤدي إلى رفض H_0 مقابل H_1. ويجدر أن نذكر، على أية حال، أن اختبار Pesaran لا يمكن إجراؤه إذا كانت X و Z متعامدتين.

5.4.3 المنهج الشامل : تداخل النماذج التنافسية :

اقتُرِحتْ طريقتان من Atkinson (1970) و Quandt (1974,1972) لتثبيت فرضيات منفصلة في نموذج واحد .

لنفرض أن $f_1(y,\Theta_1)$ و $f_0(y,\Theta_0)$ هي دوال كثافة بديلة يولدان المتجه المشاهد y . اقترح Atkinson دمج الدالتين الاحتماليتين المتنافستين كالتالي :

$$h(y,\theta_0,\theta_1,\lambda) = k(\theta_0,\theta_1,\lambda)\ f_0(y,\theta_0)^{\lambda}\ f_1(y,\theta_1)^{1-\lambda} \quad (75\text{-}3)$$

حيث :

$$\frac{1}{k} = \int_y f_0(y,\theta_0)^{\lambda} .\ \ f_1(y,\theta_1)^{1-\lambda}\, dy$$

ويمكن تطبيق إجراء تقدير الاحتمال الأعظم لتقدير λ . ويتم رفض H_0 إذا كانت λ قريبة من الصفر ، ورفض H_1 إذا كانت λ قريبة من الواحد .

واقترح Quandt بديلاً لذلك من خلال الدمج المحدب (Convex) للكثافتين الاحتماليتين كالتالي :

$$h(y,\theta_0,\theta_1,\lambda) = \lambda f_0(y,\theta_0) + (1-\lambda)\ f_1(y,\theta_1); \qquad 0 \le \lambda \le 1. \quad (76\text{-}3)$$

هناك العديد من الصعوبات في استخدام أي من الطريقتين . فطريقة Atkinson ربما تؤدي إلى مغالاة في عدد البارامترات (Over Parameterization) وبالتالي حدوث مشكلة تمييز . بينما يمكن أن يؤدي منهج Quandt إلى قيمة λ تكون خارج المجال [0,1][50] .

أدت المشاكل المتعلقة بهذه الإجراءات إلى تطور طرق بديلة كثيرة لاختيار النماذج[51] . على سبيل المثال، اقترح Davidson و Mackinnon (1891) إجراءات تمييز للفرضيات غير المتداخلة حيث أن حسابها أسهل من الإجراءات التي تعتمد على اختبار Cox .

لتوضيح نتائج Davidson و Mackinnon سوف نعتبر النماذج الخطية التالية :

$$H_0 :\quad y = X\beta + u \quad (77\text{-}3)$$

$$H_1 :\quad y = Z\gamma + v \quad (78\text{-}3)$$

---

(50) لمزيد من المشاكل المتعلقة بهذه النماذج ، انظر : الورقة الأصلية أو Chow (1983) و Fomby وآخرون (1984) .

(51) انظر العدد الخاص لمجلة «Journal of Econometrics» في السنوات 1981 و 1983 .

تحتوي فكرة Davidson و Mackinnon على دمج النموذجين في نموذج واحد واختبار الفرضية $\lambda = 0$ مقابل $\lambda = 1$ في النموذج التالي :

$$y = (1-\lambda)(X\beta) + (\lambda)(Z\gamma) + \epsilon \qquad (79\text{-}3)$$

ولإجراء هذا الاختبار اقترح الكاتبان إبدال $Z\hat{\gamma} = \bar{y}_1$ حيث $\hat{\gamma}$ هو مقدر OLS للنموذج الثاني ، في النموذج المدمج (Combined model) ثم اختبار $\gamma = 0$ في معادلة الانحدار التالية :

$$y = (1-\lambda)X\beta + \lambda\,\hat{y}_1 + \epsilon \qquad (80\text{-}3)$$

كما قام المؤلفان بتوضيح أن المقدر λ من المعادلة الأخيرة تحت فرضية H_0 يتبع التوزيع الطبيعي المعياري $N(0,1)$. ويسمى هذا الاختبار اختبار J- .

أما إذا حسبنا النموذج التالي :

$$y = (1-\lambda)\,\hat{y}_0 + \lambda Z\gamma + \epsilon \qquad (81\text{-}3)$$

وإذا ما قمنا باختبار الفرضية التالية $Ho{:}\ \lambda = 1$ حينئذٍ يسمى الاختبار اختبار P- ، هذا الاختبار له التوزيع التقاربي نفسه لكنه يتبادل أدوار فرضيات العدم والبديل ، ويمكن أن نشير إلى أن النموذجين الأخيرين يمكن أن يكونا متداخلين آلياً كالتالي :

$$y = X\beta + Z\gamma + \epsilon. \qquad (82\text{-}3)$$

يمكننا جداً اختبار H_0 باختبار $\gamma = 0$ و H_1 باختبار $\beta = 0$. في هذه الحالة ، فإن الإطار العملي الذي نحتاجه ليس أكثر من اختبار F مع درجات حرية مناسبة ، بالاعتماد على المتغيرات المفسرة التي يحتويها النموذج وهذا على عكس اختبار J ، حيث درجات الحرية دائماً تساوي الواحد . وفي الأخير كحد والملاحظة أن اختبار J- يمكن استخدامه في حالة عدم الخطية .

قدم Mizon و Richard (1986) إطاراً عملياً لربط اختبارات كثيرة لاختيار النموذج مثل اختبار F واختبار J الذي ناقشناه سابقاً . ومبادىء اختيار النموذج التي دافع عنها Mizon و Richard هي أن النموذج المناسب «يأخذ بعين الاعتبار الميزات البارزة للنماذج التنافسية» والتعريف النهائي لـ Mizon و Richard الذي يشمل هذه المبادىء يمكن تقديمه كالآتي :

افترض أن النماذج المتنافسة هي M_0 وM_1 واجعل $\hat{\theta}$ الإحصائية تحت الدرس في إطار النموذج M_1، واجعل $\theta_0 = E_0(\hat{\theta})$ تشير إلى توقع $\hat{\theta}$ عندما تطبق في نموذج M_0. حينئذٍ نقول إن M_0 تشمل M_1 بالنسبة إلى $(\hat{\theta})$ $\hat{\theta}$ إذا كانت $\hat{\phi} = \hat{\theta} - E_0(\hat{\theta})$ if لا تختلف معنوياً عن الصفر.

وبدلالة نماذجنا الخطية M_0 و M_1 يمكن أن نعرف $\hat{\theta}$ كـ $\hat{\theta}' = (\hat{\gamma}', \hat{\sigma}_v^2)$ وفي هذه الحالة يكفي الاختبار لمقارنة $\hat{\gamma}$ و $\hat{\sigma}_v^2$ تحت الفرضية H_1 مع قيمها المتوقعة تحت H_0، أو مع حدود احتمالها تحت H_0. ويسمي Mizon و Richard مقارنة $\hat{\gamma}$ مع $\text{plim}\ \hat{\gamma}/H_0$ **اختبار شمول المتوسط** (Mean Encompassing Test)؛ ومقارنة $\hat{\sigma}_v^2$ مع $\text{plim}\ \hat{\sigma}_v^2/H_0$ **اختبار شمول التباين** (Variance Encompassing Test). كما أوضح المؤلفان أن اختبار F المعرف أعلاه، مكافىء لاختبار شمول المتوسط بينما اختبار J- مكافىء لاختبار شمول التباين.

ولتوضيح حالة شمول التباين، اعتبرا النموذجين التاليين:

$$M_0 : \ y = X\beta + u \qquad u \sim N(0, \sigma_u^2 I_n) \tag{83-3}$$

$$M_1 : \ y = Z\gamma + v \qquad v \sim N(0, \sigma_v^2 I_n) \tag{84-3}$$

اعتبر العلاقة التالية بين X و Z

$$X = Z\delta + w \tag{85-3}$$

حيث W غير مرتبطة مع u و V. يمكن كتابة M_0 كالتالي:

$$y = Z(\delta\beta) + (u + w\beta) \tag{86-3}$$

بمقارنة (86) و (84) نتوقع تحت H_0:

$$V(v) = V(u + w\beta) = V(u) + \beta^2 V(w) \tag{87-3}$$

وبالتالي إذا كانت M_0 حقيقية $V(v)- V(u)$ تكون موجبة. ومن هنا يتضح أن النماذج الشمولية تميل إلى أن يكون لها تباين صغير. هذا وقد اقترحت كثير من النماذج في الأدبيات، لكن معالجتها كلها تقع خارج نطاق هذا المسح[52].

---

(52) يمكن أن نجد مسوحات جيدة جداً لاختبارات اختيار النموذج في (1983) Mc Aleer & Pesaran, (1986) Mackinnon. انظر أيضاً ورقة Quong (1989) والمراجع المذكورة في الورقة نفسها.

5.3 إجراءات الاختبار في حالة نماذج المعادلات الآنية :

1.5.3 اختبارات التشخيص :

معظم اختبارات التشخيص التي نوقشت أعلاه ، يمكن تبنيها في حالة كون المعادلة تحت الدراسة جزءاً من نماذج المعادلات الآنية .

1.1.5.3 خطأ التوصيف :

تطبيق اختبار RESET في سياق معادلة تعود إلى نظام معادلات يتطلب تحديد ما يجب تضمينه في المصفوفة Z للمعادلة المساعدة (4) .

اعتبر المعادلة الهيكلية i^{th} في نموذج نظام المعادلات الآنية .

$$y_i = X_i \beta_i + u_i \quad (88\text{-}3)$$

حيث :

y_i : المتغير الداخلي الموزع طبيعياً لمعادلة i^{th} .

X_i : $T x (N_i + K_i)$ مصفوفة حيث N_i و K_i تشير على التوالي إلى المتغيرات الداخلية والخارجية .

β_i : متجه البارامترات للمتغيرات الداخلية والخارجية المتضمنة في النموذج .

دعنا نفترض أن النموذج الأخير نسخة سيئة التوصيف لنموذج أكثر عمومية يتضمن متغيرات داخلية وخارجية أخرى . وبالتالي ، توصيف اختبار RESET داخل الإطار العملي لـ Pagan و Hall يصبح كالتالي :

— تقدير العلاقة (88) مع مقدر متغير مساعد مناسب مثل GIVE (مقدر متغير مساعد عام) .

$$\hat{\beta}_{GIVE} = (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'y \quad (89\text{-}3)$$ [53]

حيث $\hat{X} = W(W'W)^{-1}W'X$ و W مصفوفة مساعدة مناسبة .

— انحدار $\hat{u} = y - X\hat{\beta}_{GIVE}$ على Z و $\hat{X}$ (أو X)

حيث Z تحتوي على عوامل قوة لتنبؤ الشكل المختصر لـ y .

وقد أشار Pagan و Hall بأن مصفوفة التباين ـــ التغاير التقاربية لـ β في الانحدار المساعد (4) ليست سهلة الحساب . بالرغم من أن مصفوفة ـــ التغاير بطريقة المربعات

---

(53) لسهولة العرض تم حذف الرموز الخاصة بالمعادلة رقم i .

الصغرى الاعتيادية (OLS) لـ γ في معادلة الانحدار المساعد ليست بصحيحة ، فإن اختبار F للفرضية $H_0: \gamma = 0$ الذي يعتمد على تقدير (OLS) يمكن أن يعطي فكرة أحسن عن احتمال وجود أخطاء في التوصيف .

طور Parke (1997) نوعين من اختبارات RESET لتقويم نماذج المعادلات الآنية حسب درجات سوء توصيفها . ولكي نقدم النتائج الرئيسية لـ Parke دعنا نفترض النموذجين المتنافسين التاليين :

$$f(Y_t, X_t, \beta) = u_t \quad t = 1, \ldots, T \qquad (90\text{-}3)$$

$$f^*(Y_t^*, X_t^*, \beta^*) = u_t^* \quad t = 1, \ldots, T \qquad (91\text{-}3)$$

حيث :

Y_t, Y_t^* : متجهات متغيرات داخلية بأبعاد g و g^*

X_t, X_t^* : متغيرات محددة مسبقاً

U_t, U_t^* : حدود الخطأ

β, β^* : متجهات البارامترات

افترض أن الشكل المختصر الضمني لنموذج (90) يمكن كتابته كالتالي :

$$y_{it} = g_i(X_t, \Pi_i, U_t) \quad i = 1, \ldots, g, \quad t = 1, \ldots, T \qquad (92\text{-}3)$$

حيث Π_i متجه الشكل المختصر للمعاملات . ودع $\hat{\Pi}_i$ يشير إلى تقدير الشكل المختصر المشتق من تقديرات البارامترات الهيكلية $\hat{\beta}$ واجعل $\hat{y}_{it}$ يكنْ تنبؤ y_{it} المتحصل عليه بالمحاكاة غير الحتمية[54] :

$$\hat{y}_{it} = E[g_i(X_t, \hat{\Pi}_i, U_t)] \qquad (93\text{-}3)$$

النظير المشاهد لخطأ الشكل المختصر يمكن كتابته كالتالي :

$$V_{it} = y_{it} - \hat{y}_{it} \quad i = 1, \ldots, g; \quad t = 1, \ldots, T \qquad (94\text{-}3)$$

---

(54) انظر قسم المحاكاة غير الحتمية (العشوائية) .

اجعل $\hat{V}_i' = [V_{i1}, ..., \hat{V}_{iT}]$ متجه الصفوف (1xT) للخطأ المقابل للمتغير i^{th}. والفكرة خلف الاختبار الذي اقترحه Parke هي إذا كان النموذج موصفاً بطريقة جيدة تكون حدود الخطأ للشكلين الهيكلي والمختصر متعامدة مع أي متجه Z_t للمتغيرات المحددة مسبقاً . تحت افتراض أن $\hat{U}_i$ هو متجه حدود البواقي الهيكلية ، فإن الاختبارين الخاصين بالصيغة المختزلة والهيكلية تكون كالتالي :

$$FSET_i = \frac{\hat{V}_i'[Z(Z'Z)^{-1}Z']\hat{V}_i /_k}{\hat{V}_i'[I-Z(Z'Z)^{-1}Z']\hat{V}_i /_{T-k}} \quad (95-3)$$

$$LSET_i = \frac{\hat{u}_i'[Z(Z'Z)^{-1}Z']\hat{U}_i /_k}{\hat{u}_i'[I-Z(Z'Z)^{-1}Z']\hat{U}_i /_{T-k}} \quad (96-3)$$

أشار Parke بأن FSET متوزع حسب قانون χ^2 لدرجات حرية k ، بينما يكون توزيع LSET غير معروف ، ولكن يعطي توزيع F بعض المساعدة في تفسير القيم المحتسبة لهذه الإحصائية .

وقد أشار الكاتب إلى إمكانية تطبيق الاختيارين بسهولة عن طريق المحاكاة المذكورة سابقاً وبالانحدار المساعد التالي الذي نعرفه في حالة اختبار FSET[55] :

$$\hat{V}_{1t} = y_{1t} - \hat{y}_{1t} = Z_t\gamma + \epsilon_t \quad (97-3)$$

ويمكن استخدام نتيجة الانحدار لاختبار فرضية العدم $H_0: \gamma = 0$ عن طريق إحصائية F الاعتيادية لمعنوية النموذج الموجودة في أية حزم برمجيات الحاسوب في الاقتصاد القياسي . ومزايا هذه الاختبارات تكمن في حقيقة أنها لا تحتاج لتكوين فرضية بديلة معينة .

يمكن استخدام الاختبارات المذكورة أعلاه لمقارنة الدرجة النسبية لسوء التوصيف لنموذجين متنافسين . لنرى هذه النقطة ، افترض بأن الشكل المختصر للنموذج (91) كان كالآتي :

$$y_{it}^* = g_i^*(X_t^*, \Pi_i^*, U_t^*)\ ; \qquad i = 1, ..., g^*\ ; t = 1, ..., T \quad (98-3)$$

ولاختبار فرضية العدم لمعرفة أن نموذج (91) سيء التوصيف ، نقوم بتقدير الانحدار المساعد كالتالي :

---

(55) التعميم لاختبار LSET يجب أن يكون واضحاً .

$$\hat{V}^*_{it} = y^*_{it} - \hat{y}^*_{it} = Z_t \gamma^* + \epsilon^*_t, \quad t = 1, \ldots, T \qquad (99\text{-}3)$$

في معظم الحالات، تكون قائمة المتغيرات الخارجية X_t و X^*_t مختلفة، ولمقارنة درجة سوء التوصيف للنموذجين، يمكن استخدام قائمة متغيرات Z_t التي يمكن تضمينها في النموذجين .

ولمقارنة أهمية ومعنوية γ و γ^* في المعادلات (97) و (99) على التوالي، يجب أن يعطى مبدئياً بعض الضوء عن سوء التوصيف النسبي في النموذجين أكثر من الضوء الذي يعطى باختبار كل مجموعة بارامترات بصورة منفصلة .

2.1.5.3 اختبار الاستقلال السلسلي :

في هذه الحالة يمكن استخدام الإحصائيات التقليدية DW و Durbin (h) . كما يمكن تبني الإطار العملي لـ Pagan و Hall بصورة مباشرة . وقد اقترحت كثير من الاختبارات في هذا الخصوص يمكن أن تعتبر كامتدادات بسيطة لتحليل البواقي الأساسي الذي طورناه سابقاً .

ويمكن إنشاء اختبار بسيط داخل الإطار العملي لـ Pagan و Hall بانحدار $\hat{u} = y - X\hat{\beta}_{GIVE}$ على $\hat{u}_{-1} = y_{-1} - X_{-1}\hat{\beta}_{GIVE}$ و $\hat{X}$، حيث $\hat{X} = W(W'W)^{-1}W'X$ و W تضم Y_{-1} و X_{-1} كأدوات .

بصورة أكثر وضوحاً، تكون معادلة الانحدار كالتالي :

$$\hat{u} = \rho\,\hat{u}_{-1} + \hat{X}\beta + v \qquad (100\text{-}3)$$

وتكون إحصائية t المعتادة مناسبة لاختبار الفرضية $H_0: \rho = 0$.

3.1.5.3 ثبات المعاملات :

بالنسبة للتغيرات المتقطعة (Discrete) للبارامترات، يمكن تعديل الاختبار الموصوف لنموذج ذي معادلة فردية لتأخذ بعين الاعتبار آلية المعادلات طالما أن $Z = X^*D$ في معادلة (11) ستكون متغيراً داخلياً وبالتالي تحتاج المعادلة التالية أيضاً للتقدير عن طريق مقدر GIVE :

$$\hat{u} = (X * D)\gamma + \hat{X}\beta + v \qquad (101\text{-}3)$$

وفي حالة التغير العشوائي في البارامترات، فإن حدود الأخطاء تتسم باختلاف التباين كناتج عرضي (By-product) . وبالتالي، يمكن استخدام اختبارات عدم التجانس للدلالة على

تغير عشوائي في البارامترات .

كما رأينا سابقاً ، يمكن أن تعتمد اختبارات اختلاف التباين في نماذج المعادلة الفردية على معادلة الانحدار المساعدة التالية :

$$\hat{u}_t^2 = \sigma^2 + z_t\gamma + V_t = d_t\delta + V_t \qquad (102\text{-}3)$$

تحت افتراض أن $\hat{\delta}$ هو مقدر OLS لـ δ من انحدار $\hat{u}_t^2$ على $d_t = (1, z_t)'$ ، أوضح Pagan و Hall أن:

$$\text{(i)} \quad \text{plim } \hat{\delta} = \delta$$

$$\text{(ii)} \quad \text{Under } H_0 : \gamma = 0$$

$$\sqrt{T}\ (\hat{\delta} - \delta) \rightarrow N(0, \text{plim } T(2\sigma^4(D'D)^{-1} + 4\sigma^2\psi(\hat{X}'\hat{X})^{-1}\psi') \qquad (103\text{-}3)$$

حيث D تكون مصفوفة Txq_1 مع d_t الصف رقم t و Ψ مصفوفة بأبعاد q_1xk وهي تقديرات للمعاملات في انحدار $E(x_t u_t)$ على d_t .

وصف Pagan و Hall أربع الخطوات التالية لبناء الاختبار :

(i) إجراء GIVE على $y_t = X_t\beta + u_t$ والحصول على $\tilde{u}_t$

(ii) احتساب $x_t \hat{u}_t$.

(iii) انحدار $x_t \hat{u}_t$ على $(1, z_t)'$ للحصول على مقدر Ψ .

(iv) بناء مقدر لمصفوفة التغاير لـ $\hat{\gamma}$ من (103)

عندما تكون المعاملات المناظرة للمتغيرات الداخلية بنفسها عشوائية ، ويصبح إجراء الاختبار أكثر تعقيداً .

أظهر Pagan و Hall بأنه من الممكن تطوير اختبار تشخيص حتى في الحالة الأخيرة ، وقد أشارا إلى إمكانية إدراج $\hat{X}_t \otimes \hat{X}_t$ عوضاً عن Z_t في معادلة الانحدار المساعد .

4.1.5.3 اختبار التوزع الطبيعي :

يمكن استخدام الاختبارات الإحصائية التي استعرضناها سابقاً بالنسبة لنماذج المعادلات الفردية ، في حالة معادلة تنتمي إلى نظام معادلات آنية .

وقد نوقشت القضايا التي تتعلق بالقوة الإحصائية لهذه الاختبارات وبقوة اختبارات التشخيص المعتمدة على البواقي في Pagan و Hall ولن نعيدها هنا مرة أخرى .

2.5.3 اختبارات التوصيف :

لم تكن اختبارات التقليديين مثل Wald, LR و LM مستخدمة في العمل التطبيقي خاصة في حالة نماذج المعادلات الآنية SEM . وتختص اختبارات التوصيف في الإطار العملي لنماذج المعادلات الآنية SEM بقيود المعاملات والافتراضات التعامدية تقاربياً[56] .

افترض الصيغة العامة التالية لنموذج معادلات آنية خطي :

$$\mathbf{Y\Gamma + XB = U} \qquad (104\text{-}3)$$

حيث Y مصفوفة بأبعاد (TxN) للمتغيرات الداخلية ، X هي مصفوفة (TxK) للمتغيرات الخارجية المحددة مسبقاً و U هي مصفوفة (TxN) للأخطاء الهيكلية حيث $E(U) = 0$ و $\mathbf{E} = \left\{\frac{1}{T}\,\mathbf{U'U}\right\} = \Sigma$ والذي يعني أن $V(U) = \Sigma \otimes I_T$. وتعطى الصيغة المختزلة للنموذج (104) كالتالي :

$$\mathbf{Y = X\Pi + V = X(-B\Gamma^{-1}) + U\Gamma^{-1}} \qquad (105\text{-}3)$$

إذا عرفنا $\Omega = \Gamma^{-1\prime}\,\Sigma\Gamma^{-1}$ فإن مصفوفة التغاير لحدود الخطأ في الصيغة المختزلة ستكون : $V(V) = \Omega \otimes I_T$.

ويمكن بناء اختبار مشترك لكل البارامترات المقيدة في النظام من خلال مقارنة التقدير غير المقيد لمعاملات الشكل المختصر Π_u مع التقدير المقيد Π_R . وكما أشار Hausman (1989) فإن التقدير المقيد يمكن أن يعتمد على تقدير المتغيرات المساعدة (IV) للنظام الأمثل مثل GIVE بالرغم من أن تقدير FILM يفضل في مثل هذا السياق . فإذا كان هناك p قيداً في البارامترات ، فإنه تحت فرضية التوزيع الطبيعي ، يمكن أن نبني اختبار LR العام التالي :

$$\mathbf{W_P = T\,Log\left(\frac{det\,\hat{\Omega}_r}{det\,\hat{\Omega}_u}\right) \sim \chi^2(p)} \qquad (106\text{-}3)$$

حيث تشير r و u للبارامترات المقيدة وغير المقيدة و det تشير إلى المحدد . وقدم Hausman اختبارات Wald و LM المناظرة للاختبارات أعلاه . عملياً ، نادراً ما تجرى الاختبارات التي تضم كل نظام المعاملات . من ناحية أخرى ، فإن الاختبارات الخاصة

---

(56) Hausman (1984)

بمعادلات فردية في نظام معادلات سهلة الاستخدام طالما أنها تستنبط من الاختبارات المذكورة سابقاً والمتعلقة بمعادلات فردية لتوضيح بعض اختبارات المعادلة الفردية سوف نكتب المعادلات الهيكلية رقم i كما يلي :

$$y_i = Y_i \gamma_i + X_i \beta_i + u_i = Z_i \delta_i + u_i \qquad (107\text{-}3)$$

لنفرض أن H_0 هي فرضية العدم التي تمثل القيود على الباراميترات $(H_0: R\delta_i = \Gamma_i)$ حيث δ_i هو متجه للبارامترات في المعادلة i^{th} ، أبعاده (P_iXI) . وتكون مصفوفة القيود R حينئذ بأبعاد Jxp_i حيث J تمثل عدد القيود . بافتراض التوزيع الطبيعي للأخطاء يكون مقدر $\hat{\delta}_i$, IV بتوزيع طبيعي تقاربي كالتالي :

$$\hat{\delta}_i \rightarrow N(\delta_i, \Sigma_Z) \qquad (108\text{-}3)$$

حيث أن Σ_Z هي مصفوفة تباين ــ تغاير IV الواضح . ويتبع من (108) أن :

$$W = T(\hat{\delta}_i - \delta_i)'R' [R \Sigma_Z R']^{-1} R(\hat{\delta}_i - \delta_i) \sim \chi^2(J). \qquad (109\text{-}3)$$

من ناحية أخرى ، اقترح Anderson و Rubin اختباراً آخر لاختبار قيود البارامترات[57] .

يعتمد هذا الاختبار على أصغر جذر مميز $\bar{p}$ مشتق من طريقة LIML . وقد أوضح المؤلفان بأن تحت فرضية العدم القائلة بانعدام قيود التعريف أكثر من اللازم (القيود الفائضة) (Overidentifyig Restrictions) ، أن $T(\bar{I}-1)$ موزعة حسب قانون $\chi^2(p)$ وحيث p هو عدد البارامترات المتسببة في التعريف أكثر من اللازم (وهو عادة ، الفرق بين عدد المتغيرات الخارجية والمسبقة غير المتضمنة في المعادلة وعدد المتغيرات الداخلية دون احتساب المتغيرات الداخلية المعيرة (Normalized) .

من بين اختبارات التوصيف الأخرى اختبار Hausman . ويمكن استخدام هذا الاختبار لاختبار القيود الفائضة في المعادلة واختبار فرضيات أخرى عديدة . أكثر الحالات شيوعاً هي مقارنة المقدر $\hat{\delta}_1$ ومقدر آخر $\hat{\delta}_2$ ، المتسقين في توزيع طبيعي تقاربي . كما يفترض أن

(57) انظر : Hausman (1984) والمراجع الموجودة هناك .

$\hat{\delta}_1$ يصل إلى الحدود الدنيا لـ Rao-Cramer تحت H_0 وأن $\hat{\delta}_2$ متسق تحت الفرضيتين H_0 و H_1 . ويمكن أن نوضح أن الإحصائية المستخدمة في الاختبار هي كالآتي :

$$w_H = T\hat{q}'[V(\hat{\delta}_2) - V(\hat{\delta}_1)]^{-1}\hat{q} \sim \chi^2(p) \qquad (110\text{-}3)$$

حيث $\hat{q} = \hat{\delta}_2 - \hat{\delta}_1$ ويكون $V(\hat{\delta}_i)$ هو تقدير إلى مصفوفة تغاير المتجه $\hat{\delta}_i$, ذي أبعاد (PX1) .

ويمكن استخدام اختبار Hausman لمقارنة ، على سبيل المثال ، تقديرات المعلومات الكاملة مثل 3SLS ومقدرات المعلومات المحدودة مثل 2SLS . كما يمكن أن يستخدم هذا الاختبار إذا كان من الممكن معالجة المتغيرات المدرجة في الجانب الأيمن من المعادلة كمتغيرات محددة مسبقاً . في هذه الحالة ، على سبيل المثال ، يمكن أن نقارن مقدر OLS مع مقدر IV .

إضافة لذلك ، اقتُرحتْ كثير من الاختبارات المعتمدة على الصيغة المختزلة (105) في الأدبيات ، والنقطة المحورية في هذه الاختبارات تكمن في حقيقة أنها تمثل توسعاً بسيطاً لاختبار F التقليدي في حالة المتغيرات المتعددة بدون أي تعديلات .

لنرى ذلك دعنا نكتب مقدر MLE للشكل المختصر للباراميترات Π و Ω :

$$\hat{\Pi} = (X'X)^{-1}X'Y \qquad (111\text{-}3)$$

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{T}\hat{U}'\hat{U} \qquad (112\text{-}3)$$

تحت شروط معتدلة ، يمكن توضيح أن هذه المقدرات متسقة ، غير متحيزة وكُفْؤة تقاربياً[58] . وتكون توزيعاتها على التوالي كالتالي :

$$\sqrt{T}(\hat{\Pi} - \Pi) \rightarrow N(0, \Omega \otimes Q^{-1}) \qquad (113\text{-}3)$$

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{T}\hat{U}'\hat{U} \qquad (114\text{-}3)$$

يمكن كتابة المعادلة رقم i في النظام كالتالي :

$$y_i = X\beta_i + u_i \qquad (115\text{-}3)$$

---

(58) انظر Spanos (1986)

حيث تكون مقدرات MLE كالتالي :

$$\hat{\beta}_i = (X'X)^{-1}X'y_i \quad \text{and} \quad \hat{w}_{ii} = \frac{1}{T}\hat{u}_i'\hat{u}_i, \text{ and } \hat{u}_i = y_i - X\hat{\beta}_i \tag{116-3}$$

وباستخدام معمق للنتائج السابقة نحصل على التالي :

$$\hat{\beta}_i \sim N(\beta_i, w_{ii}(X'X)^{-1}) \quad \text{and} \quad T\left(\frac{\hat{w}_{ii}}{w_{ii}}\right) \sim \chi^2(T - K_i) \tag{117-3}$$

النقاش أعلاه أظهر أن اختبارات t واختبارات F للمعنوية التي تجري في الانحدار البسيط تستخدم بالكامل في هذا السياق دون أي تعديلات .

وتستخدم الاختبارات المعتمدة على الشكل المختصر بسهولة ولكن قيمتها محدودة نظراً إلى أن النظرية متضمنة في الشكل الهيكلي وليس مباشرة في الشكل المختزل . إضافة لذلك ، فإنه من الصعب الاعتماد على الاختبارات المعتمدة على الشكل المختصر لحالة نماذج المعادلات الآنية غير الخطية حيث يصعب الحصول على شكل مختصر لهذه النماذج . أما اختبارات التوصيف الأخرى التي نوقشت سابقاً ، فهي تعتبر الأساس الذي يجب أن تقوم عليه اختبارات التوصيفات الهيكلية لنماذج المعادلات الآنية غير الخطية .

تمثل اختبارات السببية (Causality) نوعاً آخر من اختبارات التوصيف ، وأدخل فكرة السببية Ganger (1969) و Sims (1972) إلى جانب علاقتها بخارجية المتغيرات (Exogeneity) . سوف نقوم بمعالجة هذه الاختبارات بصورة منفصلة .

1.2.5.3 اختبار الخارجية والسببية :

من المهم جداً ، في العمل التطبيقي ، التفريق بين المتغيرات التي يتم تفسير سلوكها (المتغيرات الداخلية) والمتغيرات التي يؤخذ سلوكها كمعطى (المتغيرات الخارجية) . ويعتمد منهج لجنة Cowles ، والذي من خلاله تأسس كثير من الأعمال الرائدة لنماذج المعادلات الآنية ، على فرضية أن تصنيف المتغيرات الداخلية والخارجية يعطى استنتاجاً (Apriori) وغير قابل للاختبار . بالرغم من أن التعريف الإحصائي للخارجية كان متاحاً ، لم يكن لمجموعة Cowles أي طريقة لاختبار ما إذا كان تصميم المتغيرات الخارجية قد تم بصورة صحيحة أم لا[59] . هناك كثير من اختبارات الخارجية المتاحة حالياً . وقبل الخوض في هذه

(59) Christ (1994) ، ص54

الاختبارات من المفيد تسليط الضوء على الفرق بين المفهومين التقليديين لخارجية المتغيرات[60].

ـ **التحديد المسبق (Predeterminedness)** : يكون المتغير محدداً مسبقاً عن معادلة بعينها إذا كان مستقلاً من الأخطاء الحالية والمستقبلية في المعادلة.

ـ **خارجية المتغير الصارمة (Strict Exogeneity)** : يكون المتغير الخارجي صارماً، إذا كان مستقلاً عن الأخطاء الحالية والمستقبلية والماضية في المعادلة ذات العلاقة.

لتوضيح هذين التعريفين سوف نحدد بدقة تضميناتهما في نموذج السلسلة الزمنية التالي :

$$\begin{pmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \quad (118\text{-}3)$$

حيث $a_{ij}(L) = \sum_k a_{ijk} L^k$ هو كثير الحدود في مشغل الإبطاء L. سوف نفترض أن u موزعة تماثلياً وباستقلال (i.i.d) بمتوسط صفري وتغاير Σ. فإذا كانت $a_{12}(0) = 0$ و $\sigma_{12} = 0$, فإن x_1 تكون محددة مسبقاً بالنسبة لـ X_2. والتعريف القوي أو الصارم لخارجية المتغير يتطلب بأن تكون كل $a_{12}(L) = 0$[61].

وإنه من المهم عند هذا المستوى أن نوضح الخلط أو التشويش في المصطلحات والذي غالباً ما يحدث في الأدبيات بين سببية Granger-Sims وخارجية المتغير. السببية بين متغيرين تشير إلى احتمال أن قيم أحد المتغيرين الماضية والحالية والمستقبلية تؤثر على القيم الحالية للمتغير الآخر.

ويعتمد تعريف Granger للسببية على حقيقة أن المستقبل لا يتسبب في الحاضر والماضي. واقتُرِحَ اختبار للسببية يعتمد على الانحدار كالآتي[62] :

بعد انحدار x_1 على قيمة لفترات إبطاء عديدة وقيم x_2 لفترات إبطاء، يقال أن السلسلة x_2 تفشل في التسبب في x_1 إذا كانت كل المعاملات المرتبطة بـ x_2 تساوي الصفر.

$$x_{1t} = \sum_{i=1}^{k} a_{1i} x_{1t-i} + \sum_{i=1}^{k} a_{2i} x_{2t-i} + u_t \quad (119\text{-}3)$$

---

(60) Maddala (1992)، ص390.

(61) Hausman (1984)، ص435

(62) هذا الاختبار متوفر في كثير من حزم برمجيات الحاسوب للاقتصاد القياسي.

يتبع ذلك ، أنه إذا كانت $a_{2i}=0, i=1,\ldots,k, x_2$ فشلت في التسبب في x_1 .
أما الاختبار العملي الذي اقترحه Sims فيمكن صياغته كالآتي :

$$x_{1t} = \sum_{j=-k_1}^{k_2} a_j x_{2t-j} + u_t \qquad (120\text{-}3)$$

اختبر $\beta_{-j} = 0 , j = 1,2,\ldots,k_1$

وما يوضحه هذا الاختبار هو أن x_2 لا تتسبب في x_1 إذا كان التنبؤ لـ x_1 من ماضي x_2 لن يتحسن إذا ما أدخلت قيم x_2 المستقبلية .

وكما أشار Maddala (1992) هناك فوارق اقتصادية ــ قياسية بين هذين الاختبارين ، ولكنَّ الاثنين يختبران الفرضيات نفسها .

وتجدر ملاحظة أن سببية Granger لا تعني التحديد المسبق أو خارجية المتغير الصارمة . ولنرى هذه النقطة ، دعنا نفترض النموذج التالي :

$$x_{1t} = \alpha_1 x_{2t} + \beta_{11} x_{1t-1} + \beta_{12} x_{2t-1} + u_{1t} \qquad (121\text{-}3)$$

$$x_{2t} = \alpha_2 x_{1t} + \beta_{21} x_{1t-1} + \beta_{22} x_{2t-1} + u_{2t} \qquad (122\text{-}3)$$

إن التحديد المسبق لـ x_2 بالنسبة إلى x_1 في المعادلة الأولى يتطلب $\alpha_2 = 0$. أما الخارجية الصارمة فتتطلب $\alpha_2 = 0$ و $\beta_{21} = 0$.

والآن ، دعنا نكتب الشكل المختصر الممثل للنموذج أعلاه :

$$x_{1t} = \Pi_{11} x_{1t-1} + \Pi_{12} x_{2t-1} + v_{1t} \qquad (123\text{-}3)$$

$$x_{2t} = \Pi_{21} x_{1t-1} + \Pi_{22} x_{2t-1} + v_{2t} \qquad (124\text{-}3)$$

فإذا أخفقت x_1 في التسبب في x_2 بمفهوم Granger ، بالتالي يكون $\Pi_{21} = 0$. ولكن

$$\Pi_{21} = \frac{\alpha_2 \beta_{11} + \beta_{21}}{1 - \alpha_1 \alpha_2} \qquad (125\text{-}3)$$

والشرط $\Pi_{21} = 0$ يتطلب أن يتحقق الشرط التالي : $\alpha_2 \beta_{11} + \beta_{21} = 0$ ويتبع ذلك أن عدم سببية Granger ليست ضرورية ولا كافية لخارجية المتغير كما هي معرفة أعلاه . وبالتالي فهي ليست اختباراً مفيداً لهذه الأخيرة .

عبَّر كثير من الباحثين عن عدم رضاهم عن التعريف الأخير لخارجية المتغير على أساس أن هذا المفهوم لا يمكن عزله عن أغراض النموذج تحت الدراسة وعن باراميتراته المرغوب فيها[63].

وقد تم اقتراح ثلاثة تعاريف بديلة :

— خارجية المتغير الضعيفة (Weak Exogeneity)

— خارجية المتغير القوية (Strong Exogeneity)

— خارجية المتغير الممتازة (Super Exogeneity)

يعتمد مفهوم خارجية المتغير في كل هذه التعاريف، على ما إذا كان المتغير تحت الدراسة يمكن اتخاذه كمعطى دون خسارة لأية معلومات للغرض تحت الدراسة[64].

2.2.5.3 خارجية المتغير الضعيفة :

من الأفضل تفسير خارجية المتغير الضعيفة بطريقة المثال. وسنعتبر المثال التالي المستل من Ericsson (1992). لو اعتبرنا المتغيرين التاليين y_t و z_t وافترضنا أن لهما توزيعاً طبيعياً مشتركاً وأنهما مستقلان سلسلياً :

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} \sim N(\mu, \Omega) \qquad t = 1, \ldots, T \tag{126-3}$$

لنفرض أن x_t هي (y_t, z_t) ولنعرف التالي :

$$\epsilon_t = x_t - E(x_t) = x_t - \mu \tag{127-3}$$

يمكن كتابة معادلة (127) كالتالي :

$$x_t = \mu + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \Omega) \tag{128-3}$$

حيث :

$$\mu = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} \quad \text{and} \quad \Omega = \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{21} & w_{22} \end{pmatrix} \tag{129-3}$$

(63) انظر : Ericsson (1992) والمراجع الموجودة هناك .

(64) المرجع السابق Ericsson ، ص252 .

النموذج (127) يمكن تقسيمه إلى الكثافة الشرطية (Conditional Density) لـ y_t باعتبار z_t الكثافة الحدية (Marginal Density) z_t كالتالي :

$$y_t/z_t \sim N(a + bz_t,\ \sigma^2) \quad (130\text{-}3)$$

$$z_t \sim N(\mu_2,\ w_{22}) \quad (131\text{-}3)$$

حيث

$$b = w_{12}/w_{22}\ ,\quad a = \mu_1 - b\mu_2\ ,\quad \sigma^2 = w_{11} - w_{12}^2/w_{22}$$

ويمكن كتابة المعادلات (130),(131) في شكل نموذج كالتالي :

$$y_t = a + bz_t + v_{1t} \quad ; \quad v_{1t} \sim N(0, \sigma^2) \quad (132\text{-}3)$$

$$z_t = \mu_2 + \epsilon_{2t} \quad ; \quad \epsilon_{2t} \sim N(0, w_{22}) \quad (133\text{-}3)$$

حيث :

$$v_{1t} = \epsilon_{1t} - (w_{12}/w_{22})\,\epsilon_{2t}$$

طالما أن نموذج (132) نموذج مشروط $v_{1t} = Y_t - E(Y_t/z_t)$. فإن v_{1t} تحتوي فقط على جزء من y_t غير مرتبط إحصائياً مع z_t وبالتالي غير مرتبط مع ϵ_{2t} . يتبع ذلك أن $E(z_t.v_{1t}) = 0$ و $E(\epsilon_{2t}.v_{1t}) = 0$.

فإذا كتبنا الكثافة المشتركة (Joint Density) للنموذج كالتالي :

$$F_x(x, \theta) = F_{y/z}(y_t/z_t\,;\lambda_1).\ \ F_z(z_t\,;\lambda_2) \quad (134\text{-}3)$$

حيث $F_u(.)$ تشير إلى دالة كثافة المتغير u، و $F_{u/v}$ تشير إلى الكثافة الشرطية .

في المعادلة الأخيرة تم تقسيم متجه الباراميترات Θ إلى شبه مجموعات (Subsets) λ_1 و λ_2 . لو أشرنا إلى مجال الباراميترات لهذه المتجهات بـ Θ و Δ_1 و Δ_2 على التوالي ؛ وعرفنا λ كالآتي $(\lambda_1, \lambda_2)'$ في مجال نشير إليه بـ Δ . والادعاء الآن هو أن هناك دالة ، واحدة إلى واحدة (One-to-One) $g(.)$ حيث $\lambda = g(\theta)$.

في المثال أعلاه كانت $\theta = (\mu_1, \mu_2, w_{11}, w_{12}, w_{22})'$ و $\lambda_1 = (a, b, \sigma^2)'$ و $\lambda_2 = (\mu_2, w_{22})'$.

إن تحليل النموذج الشرطي في المعادلة (134) بمعزل عن الكثافة الحدية له تأثيرات عديدة . حيث أن تجاهل النموذج الحدي يعني أن المتغير z_t يؤخذ كمعطى . ومن هنا يمكن إعطاء تعريف آخر واضح عن خارجية المتغير الضعيفة كالآتي :

التعريف : يكون المتغير z_t متغيراً خارجياً ضعيفاً في فترة العينة ذات الاهتمام للبارامترات المعنية Ψ إذا كان بالإمكان إعادة تعريف البارامترات (Reparameterization) Θ مثل $\lambda = (\lambda_1,\lambda_2)'$ بحيث :

(i) تكون Ψ دالة في λ_1 فقط .

(ii) والمعادلة (134) تقوم بقطع متوالٍ (Sequential Cut) على النحو التالي :

$$F_x(x_t, \theta) = F_{y/z}(y_t / z_t ; \lambda_1) . F_z(z_t ; \lambda_2)$$

حيث $\lambda \epsilon \Lambda_1 \times \Lambda_2$.

هناك ملاحظتان حول هذا التعريف : الأولى هي أن الشرط الضروري والكافي بأن تقوم الصيغة (134) بقطع متوالٍ هو أن ينتمي الزوج (λ_1, λ_2) إلى $(\Lambda_1 \times \Lambda_2)$: ضرب مجال البارامترات الفردية . ثانياً ، أن الشرط المذكور لا يكفي لضمان استنتاج صحيح عن البارامترات المرغوب فيها ، باستخدام النموذج الشرطي (130) وحده .

في المثال أعلاه ، المتغير z_t يكون ضعيف خارجية التقدير $\Psi = (a,b,\sigma^2)$ طالما أن Ψ هي دالة في $\lambda_1 = (\alpha,b,\sigma^2)'$ و $\theta = (\mu_1,\mu_2,w_{11},w_{12},w_{22})$ يمكن تحويلها بتحويل واحد إلى واحد في (a,b,σ^2) و (μ_2,w_{22}) . وبالتالي ، يمكن إيجاد استنتاج كفء عن (a,b,σ^2) باستخدام النموذج الشرطي (132) ، فقط حيث أن قيم (μ_2,w_{22}) لا تعطي أية معلومات إضافية (Uninformative) حول البارميترات الأولى .

3.2.5.3 خارجية المتغير القوية :

خارجية المتغير القوية هي اتحاد (Conjunction) خارجية المتغير الضعيفة مع عدم سببية Granger . وكمثال سنأخذ النموذج التالي :

$$y_t = \beta x_t + u_{1t} \quad (135\text{-}3)$$

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 y_{t-1} + u_{2t} \quad (136\text{-}3)$$

حيث (u_{1t},u_{2t}) لها توزيع طبيعي بمتغيرين مستقلين سلسلسياً و $var(u_{1t}) = \sigma_{11}$ و $var(u_{2t}) = \sigma_{22}$ و $cov(u_{1t},u_{2t}) = \sigma_{12}$. ويمكن أن نوضح أنه إذا كان $\sigma_{12} = 0$ تكون x_t ضعيفة

خارجياً. على أية حال، ولكي تكون x_1 قوية خارجياً، يجب أن تتسبب بمفهوم Granger بواسطة أي من المتغيرات الداخلية في النظام.

خارجية المتغير القوية تضمن تنبؤاً مشروطاً صحيحاً: ففي المثال أعلاه، يتطلب تنبؤ y في النموذج الشرطي (135) أكثر من الخارجية الضعيفة. إذا كانت $a2 \neq 0$، فإن التنبؤ بـ y المعتمد على معادلة (135)، يجب أن يضع اعتباراً للتغذية الراجعة لـ y داخل x في (136)، وإلا سوف يكون التنبؤ غير صحيح. والتنبؤ الصحيح لمعادلة (135) سوف يتطلب تحليل (135) و (136) في آنٍ واحد وليس (135) وحدها.

4.2.5.3 خارجية المتغير الممتازة:

الخارجية القوية هي اتحاد الخارجية الضعيفة مع عدم التغير «Invariance». في سياق المثال الأول، يكون البارامتر λ_1 غير متغير (ثابتاً) إلى نوع من التدخلات على مستوى الكثافة الحدية لـ z_1 عبر مجموعة تغيرات في λ_2، إذاً لا تكون λ_1 دالة في λ_2 لذلك النوع من التدخلات. وبالتالي، تتطلب الخارجية الممتازة أن تكون z_1 ضعيفة الخارجية للبارامترات ذات الاهتمام Ψ وأن تكون λ_1 غير متغيرة لنوع التدخلات λ_2 تحت الاعتبار.

ولتوضيح ما ورد أعلاه، يمكن أن نفكر في معادلة (132) كدالة طلب على النقود و (133) كدالة استجابة (Reaction Function) سعر الفائدة للبنك المركزي. يتبع ذلك أن تحليل السياسة للطلب على النقود من خلال معادلة (132) يكون صحيحاً إذا كان بارامتر هذه المعادلة لا يستجيب للتغيرات في سياسة البنك المركزي لسعر الفائدة أي تغيرات λ_2 وهذا ما يمثل عكس تضمينات نقد Lucas.

وبالتالي، تكون الخارجية الممتازة ذات علاقة بنقد Lucas تمثل شرطاً مطلوباً لأغراض السياسة. فإذا كان متغير ذا خارجية ممتازة (مثل سعر الفائدة في المثال أعلاه) يكون للنموذج الشرطي الذي يحتوي على ذلك المتغير (مثل معادلة دالة الطلب) مناعة من ما يسمى بنقد Lucas.

ومن الآثار الأخرى للخارجية الممتازة أن معكوس النموذج المشروط غير صحيح. بدقة أكثر، معكوس النموذج لا يجعلنا نحصل على البارامتر الصحيح للمعادلة المعكوسة، ويمكن لهذا البارامتر في النموذج المعكوس أن يكون غير ثابت حتى إذا كان النموذج المشروط «غير المعكوس Uninverted» ثابتاً[65].

النموذج المعكوس المقابل لنموذج (132)-(133) يمكن كتابته كالتالي:

(65) مصدر سبق ذكره، Ericsson، ص265

$$(137\text{-}3) \qquad z_t = c + d\,y_t + v_{2t} \quad ; \quad v_{2t} \sim N(0, \tau^2)$$

$$(138\text{-}3) \qquad y_t = \mu_1 + \epsilon_{1t} \quad ; \quad \epsilon_{1t} \sim N(0, w_{11})$$

حيث :

$$d = w_{21}/w_{11}\ ,\ c = \mu_2 - d\mu_1\ ,\ \text{and}\ \tau^2 = w_{22} - w_{21}^2/w_{11}$$

أشار Ericsson (1992) بأن $d = bw_{22}/(\sigma^2 + b^2w_{22})$ وهي ليست $1/b$ إلا في حالة $\sigma^2 = 0$. إضافة لذلك ، إذا كانت z_t خارجية ممتازة لـ b و σ^2 حينئذٍ فسوف تكون d متغيرة طالما تتغير العملية الحدية لـ z_t (عن طريق w_{22}) بالرغم من أن b تظل ثابتة . هذه الحقيقة تؤكد عدم صحية الممارسة العامة في نماذج الاقتصاد القياسي التي تحتوي على تقديرات النماذج المعكوسة inverted بدلاً من تقديرات النماذج الأصلية . ونشير في الأخير إلى أن من مزايا الخارجية الممتازة الهامة أنها تساعد على تعريف الباراميترات[66] .

5.2.5.3 اختبار خارجية المتغير :

من بين ثلاثة الأشكال للخارجية ، نعني الضعيفة ، القوية ، والممتازة ، تكون الاثنتان الأخيرتان أسهل للاختبار من الأولى . ويمكن إجراء اختبار لخارجية المتغير القوية والممتازة (بالرغم من أن الاختبار غير مكتمل) من خلال اختبار عدم سببية Granger للأولى ؛ واختبار ثبات الباراميتر في الأخيرة حيث تمثل هذه الخاصيات شروطاً ضرورية مقابلة لهذين المفهومين من الخارجية .

اقترح Ericsson اختبارين للخارجية الممتازة كالآتي :

- إبراز ثبات λ_1 وعدم ثبات y_2 . وتحت هذه الشروط تكون λ_1 غير متغيرة تجاه λ_2 وبالتالي تحدث الخارجية الممتازة .
- بعد تحقيق الشرط أعلاه نقوم بتطوير نموذج الحدية z_t إلى أن يصبح ثابتاً أو مستقراً في علاقته مع المتغيرات المدرجة . ثم بعد ذلك نختبر معنوية مختلف المتغيرات المتضمنة في النموذج الحدي عندما تتم إضافتها للنموذج الشرطي ، فإن عدم معنويتهما في النموذج الشرطي تظهر عدم تغير بارامیترات النموذج الشرطي λ_1 ، إلى التغير في العلاقة الحدية[67] .

---

(66) انظر ، Ericsson مصدر سبق ذكره ، ص266 ، والمراجع الموجودة هناك .

(67) Ericsson مصدر سبق ذكره ، ص264 .

في الاختبار أعلاه، ثبات البارامترات يعتبر مركزياً لاختبار خارجية المتغير. على أية حال، يجب عدم خلط حالة الثبات (Constancy) مع عدم التغير (Invariance) لأن البارامترات تتغير لأسباب كثيرة (عبر الزمن، نتيجة للموسمية، ...) لكنها يمكن أن تكون ثابتة تجاه تغيرات في السياسات الاقتصادية[68].

طور Engle و Hendry (1993) اختباراً مباشراً لخارجية المتغير الممتازة تستطيع كشف الثبات، وعدم التغير وخارجية المتغير الضعيفة في الوقت نفسه. ولإلقاء الضوء على الفكرة الأساسية لـ Engle و Hendry سوف نستخدم المثال الذي تناولاه في ورقتهما.

لنعتبر المتغيرين التاليين، x_t, y_t لنفترض أن عملية توليد بياناتهما تتم من السحب من توزيع طبيعي مشترك معالمه كالتالي:

(139-3)

النموذج الشرطي المرغوب يخص بالعلاقة بين y_t و x_t والذي يمكن كتابته كالتالي:

$$y_t/x_t \sim N\left(\delta_t(x_t - \mu_t^x) + \mu_t^y, w_t\right) \tag{140-3}$$

حيث $\sigma_t = \sigma_t^{yy} / \sigma_t^{xx}$ معامل انحدار y_t على x_t و
$w_t = \sigma_t^{yy} - (\sigma_t^{xy})^2 / \sigma_t^{xx}$ تشير إلى التباين الشرطي.

دعنا نفترض أن البارامترات تحت الاهتمام في التحليل هي β و γ وأن العلاقة النظرية التي تميزهما هي:

$$\mu_t^y = \beta_t(\lambda_{2t})\mu_t^x + z_t'\gamma \tag{141-3}$$

تسمح العلاقة (141) بتغير β مع التغيرات في بارامترات الكثافة الحدية لـ x_t أي $\lambda_{21} = (\mu_t^x, \sigma_t^{xx})'$. وليكن للعلاقة نفسها أن تتغير مع الزمن.
وتعطى توصيفات الاقتصاد القياسي المقابلة لمعادلة (141) بالتالي:

$$y_t = \beta x_t + z_t'\gamma + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, w) \tag{142-3}$$

والسؤال الآن هو، هل يكون شرعياً تقدير نموذج (142) واستخدامه لتحليل

---

(68) Engle & Hendry (1993)، ص122.

السياسة؟ والإجابة هي : ذلك يعتمد على ما إذا كانت بارامیترات النموذج الشرطي تحقق فرضيات خارجية المتغير الثبات ، وعدم التغير .

افتـــرض Engle و Hendry أن $\beta(\lambda_{2t})$ في معادلـــة (141) تعتمـــد على (μ_t^x, σ_t^{xx}) ووضعا العلاقة التالية :

$$\beta(\mu_t^x, \sigma_t^{xx})\mu_t^x = \beta_0\mu_t^x + \beta_1(\mu_t^x)^2 + \beta_2\sigma_t^{xx} + \beta_3\sigma_t^{xx}\mu_t^x \quad (143\text{-}3)$$

بافتراض $\mu_t^x \neq 0$ لكل t ، تصبح معادلة (141) كالتالي :

$$\mu_t^y = \beta_0\mu_t^x + z_t'\gamma + \beta_1(\mu_t^x)^2 + \beta_2\sigma_t^{xx} + \beta_3\mu_t^x\sigma_t^{xx} \quad (144\text{-}3)$$

ويصبح النموذج الشرطي كالآتي :

(145-3)

$$y_t/x_t \sim N\left[x_t\beta_0 + z_t'\gamma + (\delta_t - \beta_0)(x_t - \mu_t^x) + \beta_1(\mu_t^x)^2 + \beta_2\sigma_t^{xx} + \beta_3\mu_t^x\sigma_t^{xx}, w\right]$$

ولتطوير إجراء اختبار شكلي اقترح الكاتبان النموذج الشرطي التالي :

(146-3)

$$y_t = x_t\beta_0 + z_t'\gamma + (\delta_0 - \beta_0)\hat{\eta}_t + \delta_1\sigma_t^{xx}\hat{\eta}_t + \beta_1\hat{x}_t^2 + \beta_2\sigma_{tt}^{xx} + \beta_3\hat{x}_t\sigma_t^{xx} + \epsilon_t$$

حيث δ_t تم توسيعها كالتالي: $\delta_t = \delta_0 + \delta_1\sigma_t^{xx}$.

$\hat{\eta}_t = x_t - \hat{x}_t, \hat{x}_t = Z_t'\hat{\pi}_x$ و z_t تكون متجه متغيرات مساعدة يصف x_t .

تحت الفرضيات المعطاة في (141) ، تكون ثلاث الفرضيات المنفصلة التي ذكرناها أعلاه عرضة لاختبار :

خارجية ضعيفة لـ x_t للبارامیترات ذات الاهتمام تتطلب بأن لا تدخل البارامیترات الأخيرة في النموذج الشرطي . وهذا يعني تأثيراً صفرياً لـ $\hat{\eta}_t$.

ثبات معامل الانحدار لـ x_t في معادلة (145) المعطى بـ δ_t يتطلب بأن $\delta_t = \delta$ لكل t .

طالما أننا وضعنا $\delta_t = \delta_0 + \delta_1\sigma_t^{xx}$ فإن الشرط أعلاه يتطلب أن تكون $\delta_1 = 0$.

عدم تغيير β مقابل التغير المحتمل في λ_{2t} يتطلب تحقيق الشروط التالية :

$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ و $\beta_0 = \beta$.

فإذا أخذنا هذه الاختبارات مع بعضها ، فهي تتطلب اختباراً مشتركاً لمعنوية كل الحدود المتضمنة δ و β .

في آخر هذه الفقرة يجدر بنا القيام بثلاث ملاحظات. الأولى، في الاختبار السابق اعتبرنا أن $z'_t\gamma$ ثابت لا يتغير. هذا الشرط غير ضروري للقيام بالاختبار المذكور. ثانياً، في المعادلة (146) يجب تقديم تقدير لـ σ_t^{xx}. ويتم هذا بافتراض أنهما ثوابت في شبه مجموعات المشاهدات أو بتبني صيغ مختلفة β لعدم العجانس[69]. ثالثاً، في الصياغة الحالية يفترض أن تكون Σ_t متغيرة. وهذا الشرط ليس ضرورياً للقيام بالافتراض المذكور أعلاه.

3.5.3 اختبار النموذج والتقويم:

التوسع في معايير الاختيار وإجراءات الاختبار، التي ناقشناها سابقاً للنماذج الآنية، ليس بديهية، والمعايير والاختبارات الأخيرة نادراً ما تستخدم عند التطبيق. على أية حال، هناك كثير من الطرق الأخرى الشكلية وغير الشكلية المتاحة لاختيار نماذج المعادلات الآنية[70]. وكما أشار Hallet و Rees (1987) فإن المعايير لتقويم النماذج ليست دائماً إحصائية، لأن النظرية الإحصائية الضرورية ليست متوفرة عموماً في حالة النماذج الآنية.

ما يزيد الصعوبة التي يواجهها تقويم نماذج المعادلات الآنية هو أن منهج معادلة بمعادلة (Equation by Equation) ليس بالأفضل في هذه الحالة لأن النموذج يمكن أن تكون كل معادلاته الفردية موفقة للبيانات بصورة جيدة، ولكن يبقى أداؤه ضعيفاً في التنبؤ خارج العينة. وفي هذا الخصوص اقترحت كثير من معايير الاختيار وتقويم النماذج في الأدبيات وفقاً للاستخدام المحتمل للنموذج تحت الدراسة. ومن أهم هذه المعايير:

- المقبولية الاقتصادية
- الأداء التنبؤي
- خواص النموذج الدينامية (الاستقرار، المضاعفات، ...)
- المحاكاة الدينامية وسلوك المحاكاة.
- الشمول
- الشح

هذه المعايير ليست مستقلة تماماً. كما يصعب إيجاد نماذج تكون مقبولة حسب جميع هذه المعايير.

وطالما أن هدفنا في هذا المسح هو التركيز على نماذج السياسة، فإن المعايير المتعلقة

---

(69) مصدر سبق ذكره Engle & Hendry، ص132.

(70) Chow (1983).

بالأداء التنبؤي والمحاكاة الدينامية تستحق اهتماماً خاصاً ، ومع ذلك ، فإن الأفكار الأساسية للمعايير الأخرى يمكن تلخيصها كالآتي :

1.3.5.3 المقبولية الاقتصادية :

وتشير هذه إلى اتساق النموذج مع نظرية معينة . وهذا المعيار غير موضوعي نظراً إلى أن المنمذجين يعتقدون بنظريات مختلفة .

2.3.5.3 الخواص الدينامية للنموذج :

عموماً ، للنموذجين توقعات مسبقة عن الخواص الدينامية للنموذج وذلك مثل ، استقرار المسارات الزمنية لبعض المتغيرات المتضمنة ، وحجم ، وإشارة ، واتجاه المضاعفات multipliers إلخ . وربما يرفض النموذج الأخير إذا لم يعكس هذه التوقعات .

والمشكلة الأساسية في استخدام هذه المعايير لتقويم النموذج هي عدم اليقين في المعرفة المسبقة للنموذج[71] .

3.3.5.3 الشمول :

يعتمد الإطار العملي الذي طوره مؤخراً Mizon و Richard (1986) على اختيار النموذج الذي يستطيع «أن يدرج المميزات البارزة للنماذج المتنافسة» . وبالتالي ، ضمن هذا الإطار العملي يتم اختيار النموذج إذا كان هذا النموذج قد وضع في الاعتبار خصائص كل النماذج الأخرى كحالة خاصة . وبالرغم من أن مبادىء الشمول قد طورت في سياق التقدير ، لكنها تطبق حالياً في سياق التنبؤ ، وسوف نناقش الحالة الأخيرة أدناه[72] .

4.3.5.3 الشح :

إن النماذج التي تحتوي على باراميترات كثيرة (Overparameterized) تكون أكثر صعوبة في التفسير والمعالجة من تلك النماذج البسيطة . لقد صُمم عدد كبير من اختبارات التشخيص بحيث تبدأ من التوصيف العام إلى التبسيط[73] .

وتنشأ الرغبة في الشح من الحقيقة القائلة بأن ليس هناك نموذج وحيد يمكن أن يعبر عن كيفية توليد البيانات الحقيقية . وعلى هذا الأساس ، تفضل النماذج الشحيحة .

---

(71) مصدر سبق ذكره Hallet & Rees .

(72) انظر : Chong & Hendry (1990) .

(73) لمزيد من التفاصيل ، انظر : الفصل الخاص بمنهجيات نماذج الاقتصاد القياسي .

5.3.5.3 الأداء التنبؤي :

الطريقة البديلة لتقويم النماذج تكون من خلال أدائها في التنبؤ من خلال مقارنة القيم الحقيقية بتلك التنبؤية للمتغيرات ذات الاهتمام . وكما أشار Hallet و Rees (1983) ، فإن المقارنة المباشرة لتنبؤات نماذج مختلفة ليست بالسهلة كما يبدو من أول وهلة ، وذلك نتيجة لكثير من العوامل .

أولاً : إنه لمن الصعوبة إيجاد نموذج يهيمن على النماذج الأخرى من حيث جودة التنبؤ في كل المتغيرات . ثانياً : لا يمكن مقارنة المشاهدات الحقيقية والقيم المتنبأ بها مباشرة طالما أنها لا تظهر السلوك نفسه . على سبيل المثال ، تباين السلسلة التنبؤية غالباً ما يكون أقل من تباين السلسلة الحقيقية وهو الشيء الذي يعكس عدم القدرة على التنبؤ الجيد بحالات الركود والانتعاش الاقتصادي . ثالثاً : بعض معايير الأداء تعتمد على متوسط مربعات الخطأ (MSE) وبالتالي ، فهي تتسم بمحاسن وعيوب هذه الأخيرة نفسها . ومن بين معايير الأداء الأوسع استخداماً معامل Theil لعدم المساواة U والذي يمكن كتابته كالتالي :

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_t^f - y_t^a\right)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_t^f\right)^2} + \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_t^a\right)^2}} \quad ; \quad 0 \leq U \leq 1 \qquad (147\text{-}3)$$

حيث تشير f إلى القيم التنبؤية و a إلى القيم الحقيقية . وأفضل تنبؤ حسب هذا المعيار هو ذلك الذي يصغر U .

وقد أشار Hallet و Rees بأن هذا المعامل يمكن أن يكون صغيراً بحيث يصبح مضللاً إذا كان تباين السلسلة التنبؤية كبيراً نسبياً .

وقد اقترح Theil إحصائية أخرى عنيت باختيار دقة التنبؤ التي يقوم بها النموذج تحت الدراسة مقابل دقة تنبؤ ساذج (Naive) أو « تنبؤ دون تغيير » ، وتعطى الصيغة العامة لهذه الإحصائية كالتالي :

$$u_2^2 = \frac{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_t^f - y_t^a\right)^2}{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_t^a - y_{t-1}^a\right)^2} \qquad (148\text{-}3)$$

والبسط في معادلة (148) هو MSE الذي يقيس دقة التنبؤ في النموذج تحت الدراسة. من ناحية أخرى، يقيس المقام دقة التنبؤ للنموذج الساذج $y'_t = y^a_{t-1}$[74].

وبالرغم من أهمية هذه الإحصائية في قياس دقة التنبؤ، إلا أنها لا تشير إلى استنتاج واضح إذا كان تنبؤ النموذج الأصلي أفضل من تلك التنبؤات التي نحصل عليها من النموذج الساذج.

أخيراً، وليس آخراً بينما يمثل الأداء التنبؤي الجيد ميزة مرغوباً فيها، إلا أن هذه الميزة لا تعبر بالضرورة عن حسن في التوصيف. والسبب في ذلك هو أن بإمكان النماذج سيئة التوصيف أن تتسم بأداء تنبؤي جيد، وعلى العكس، يمكن أن تكون النماذج الموصفة بشكل جيد غير موفقة في التنبؤ.

صاغ Chong و Hendry (1990) اختبار أداء تنبؤي يعتمد على مبادىء الشمول الذي ناقشناه سابقاً. ولتقديم نتائجهما، افترض النموذجين المتنافسين التاليين:

$$H_1 : \ y_t = x'_{1t}\beta + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_{uu}) \tag{149-3}$$

$$H_2 : \ y_t = x'_{2t}\gamma + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_{\epsilon\epsilon}) \tag{150-3}$$

لو أشرنا للتنبؤات الأمامية للفترة $T+1, \ldots T+n$ $t = T+1, \ldots$ باستخدام النموذجين $\hat{y}_t =$ $x'_{1t}\beta$ و $\tilde{y}_t = x'_{2t}\gamma$. ولنكتب النموذج المركب التالي:

$$y_t = (1-\alpha)x'_{1t}\beta + \alpha x'_{2t}\gamma + u_t \tag{151-3}$$

كما أشار Chong و Hendry أن الحوجة إلى دمج تنبؤات النموذجين هي دليل على فشل الشمول. ولغرض التنبؤ يمكن كتابة معادلة (151) كالتالي:

$$y_t = (1-\alpha)\hat{y}_t + \alpha\tilde{y}_t + u_t = \alpha_1\hat{y}_t + \alpha_2\tilde{y}_t + u_t \tag{152-3}$$

تحت الفرضية H_1، $\alpha_1 = 1$ و $\alpha_2 = 0$ في (151). على العكس، فتحت الفرضية H_2 تكون $\alpha_1 = 0$ و $\alpha_2 = 1$. فإذا تحصلنا على نتائج غير ذلك، فإن هذا يعني أن ليس هناك نموذج يشمل الآخر.

---

(74) يمكن أن يأخذ النموذج الساذج صيغاً أخرى كثيرة. انظر على سبيل المثال: Hallet & Rees مصدر سبق ذكره، ص89.

استخدم الكاتبان الإطار العملي لـ Pagan و Hall الذي ناقشناه سابقاً لإجراء الاختبارات أعلاه ، فإذا كانت H_1 صحيحة يمكن لنا إجراء الانحدار المساعد التالي :

$$y_t - \hat{y}_t = u_t = \alpha_2 \tilde{y}_t + e_t \qquad (153\text{-}3)$$

ثم نقوم باختبار الفرضية $\hat{\alpha}_2 = 0$. أوضح Chong و Hendry بأن $\text{plim}\ \hat{a}_2 = 0$ وتحت H_1 فإن $\sqrt{n}\,\hat{\alpha}_2 \rightarrow N\left(0, \sigma_{uu}(\gamma' M_{22} \gamma)^{-1}\right)$ حيث $M_{22} = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} x_{2t} x_{2t}'$.

يتبع ذلك ، أن استخدام اختبارات t المعتادة في نموذج المربعات الصغرى الاعتيادية في لاختبار المذكور صحيحة تقاربياً .

ويجب أن ننبه إلى أن الاختبار أعلاه يمكن إجراؤه باستخدام الإطار العملي لاختبار J- . يمكن أن نرى ذلك من خلال كتابة المعادلة (152) كالتالي :

$$y_t - \hat{y}_t = \alpha (\hat{y}_t - \tilde{y}_t) + u_t \qquad (154\text{-}3)$$

فإذا كانت α تختلف عن الصفر بدرجة كبيرة في هذا الانحدار ، فإن ذلك يوضح أن نموذج (2) لا يضيف أي شيء للأداء التنبؤي لنموذج (1) .

4.5.3 التقويم باستخدام محاكاة النموذج :

بمجرد تقدير نموذج المعادلات الآنية ، هناك خطوات أخرى يمكن أن نقوم بها لتقويم أداء النموذج وهي القيام بإيجاد حلوله ومحاكاة خواصه . وحل النموذج يعني الحصول على المسار الزمني للمتغيرات الداخلية للنموذج والتي تنتج عن فرضيات معينة حول حدود الخطأ ، وتقدير المعاملات ، أو قيم المتغيرات الخارجية ، أو كل ذلك في الوقت نفسه .

أما السببان الرئيسان في إجراء المحاكاة فهما تقدير عدم اليقين الملازم للنموذج وتقويم تأثيرات السياسات الاقتصادية البديلة . وفي الأخير ، نذكر بأننا سوف نقوم بمعالجة المبادىء العامة ، والقضايا المتعلقة بالمحاكاة في الفصل الثامن من هذا الكتاب .



الفصل الرابع

قضايا التنبؤ والتوقع في نماذج الاقتصاد القياسي الكلي

سنعالج في هذا الفصل القضايا الرئيسية المتعلقة بالتنبؤ والتوقع باستخدام نماذج الاقتصاد القياسي الكلي (MEM) . ومن المهم في البداية الإشارة إلى تشوش الفهم الذي يحدث غالباً في الأدبيات الاقتصادية بين التنبؤ والتوقع .

ضمن سباق نماذج الاقتصاد القياسي (MEM) ، فإن توقع القيم (الكميات) هو لخلق القيم المستقبلية للمتغيرات الخارجية بطريقة منظمة واشتقاق القيم المستقبلية غير المشروطة للمتغيرات الداخلية للنموذج . وهذه التوقعات يكمن مقارنتها مع توقعات معدة بواسطة أي نموذج آخر[75] . وعلى خلاف التوقع ، فإن التنبؤ يستلزم بعض الافتراضات حول المسار المستقبلي للمتغيرات الخارجية ، وغالباً جداً ما يخفق التنبؤ في محاكاة سياسة معينة لأن المتغيرات الواردة في هذا النوع من المحاكاة لم تعكس المستقبل بشكل سليم حيث المتغيرات فيها عولجت وأعطيت قيماً وأرقاماً مختلفة لاستكشاف آثار هذه المعالجات على المسارات المستقبلية لمتغيرات النموذج الخارجية .

وسيعالج الجزءان القادمان القضايا الرئيسية المحيطة بكل من التنبؤ والتوقع على التوالي . فيتناول الجزء 4.3 تقويم التنبؤات ، كما يتعامل الجزء 4.4 مع قضية دمج التوقعات وتركيبها . وأخيراً سيشير الجزء 4.5 إلى طرق تحديث التوقعات .

1.4 التنبؤ :

إن تنبؤات القيم المستقبلية للمتغيرات الداخلية في (MEM) تشتق من الصيغة المختصرة .

ولنفترض النموذج المبسط التالي :

(75) هارفي (Harvey)، 1990 .

$$\Gamma y_t + B x_t + \Theta y_{t-1} = u_t \quad (1\text{-}4)$$

حيث U_t هي سلسلة اضطرابات غير مترابطة .

ويمكن كتابة الصيغة المختصرة من (1) كما يلي :

$$y_t = \Pi x_t + \Delta y_{t-1} + v_t \quad (2\text{-}4)$$

حيث $\Pi = \Gamma^{-1}\theta$ و $\Delta = \Gamma^{-1}\beta$

ويعطى الحد الأدنى لمتوسط مربعات الأخطاء (MSE) للمخمن لأفق التوقع I على أصل التوقع T بواسطة القيمة المتوقعة المشروطة التالية :

$$y_T(l) = E(y_{T+l}/\Omega_T) = \Pi x_{T+l} + \Delta y_T(l-1) \quad (3\text{-}4)$$

حيث Ω_T هي مجموعة البيانات التي تضم كل المعلومات المتوفرة في فترة T . وهـذا المخمـن لـ (MES) مرغوب ليس فقط لكونه يقلل أو يخفض (MSE) بحده الأدنى ، ولكنه يقلل أيضاً من مدى دوال الفقدان الأخرى . وأبعد من ذلك ، فإنه لدوال فقدان كثيرة ، فإن المخمنات المثلى هي دوال مبسطة لمخمنات متوسط مربعات الخطأ (MSE)[76] .

وبالعودة إلى الوراء لمعادلة (3) فإنه يمكن الحصول على حل لـ $(Y_T I)$:

$$y_T(l) = \sum_{j=0}^{l-1} \Delta^j \Pi x_{T+l-j} + \Delta^l y_T \quad (4\text{-}4)$$

ويمكن استعمال تقديرات مباشرة لـ Π، Δ لاحتساب $Y_T(I)$. وعلى أية حال ، فإنه إذا ما تم استخدام طرق المعلومات الكاملة في تقدير المعالم الهيكلية للنموذج ، فإن الصيغة المختصرة المشتقة من التقديرات تقدم بديلاً أفضل .

وكما أشار هارفي (Harvey) في عام 1990 ، فإن إحلال معالم الصيغة المختصرة في المعادلة (4) من خلال تقديراتها ، ينتج عنه زيادة في متوسط مربعات الأخطاء المخمنة إلى حد قد لا يمكن إهماله في عينات صغيرة .

ويمكن الحصول على حدود التوقع لـ $Y_I(I)$ بسهولة ، إذا ما تم استخدام طرق المعلومات المحدودة بالتقدير المباشر لمعالم الصيغة المختصرة . ولكن إذا ما تم استخدام معالم الصيغة المشتقة

---

(76) لوتكيبوهل (Lutkepohl), 1991 .

المختصرة ، فإن استخدام حدود التوقع يستوجب مزيداً من العمل[77] .

وتجب الإشارة إلى أن التخمين المتولد استناداً إلى المعادلة (4) ينتج من هيكل أخطاء طبيعية ، حيث ليس هناك من علاقة بين هذه الأخطاء . وإذا لم تكن الحالة كذلك ، فإن صيغة التخمين المعطاة في (4) تتطلب تعديلاً يأخذ بالاعتبار هيكل الارتباط الذاتي للأخطاء .

ولنفرض نموذج المعادلات الآنية (SEM) التالي :

$$Y\Gamma + XB + Y_{-1}\Theta = U \quad (5\text{-}4)$$

بافتراض أن الأخطاء مرتبطة ذاتياً .

$$U = U_{-1}R + E \quad (6\text{-}4)$$

ويمكن كتابة الصيغة المختصرة لمعادلة (5) كما يلي :

$$Y = X\Pi_1 + Y_{-1}\Delta_1 + X_{-1}\Pi_2 + Y_{-2}\Delta_2 + V \quad (7\text{-}4)$$

حيث :

$$\Pi_1 = -B\Gamma^{-1} \; ; \; \Delta_1 = -\Theta\Gamma^{-1} + \Gamma R\Gamma^{-1}$$

$$\Pi_2 = BR\Gamma^{-1} \; ; \; \Delta_2 = \Theta R\Gamma^{-1} ; \; V = E\Gamma^{-1}.$$

وحيث أن تقديرات المعالم Π_1، Δ_1، Π_2 و Δ_2 في المعادلة 7 بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية متوافقة (متسقة) ، لذلك ، فإن التخمينات المستندة إلى المعادلة الأخيرة هي أيضاً متسقة . ومن جانب آخر فإن تقديرات الصيغة المشتقة $\bar{\Pi}_1$، $\bar{\Delta}_1$ و $\bar{\Pi}_2$، $\bar{\Delta}_2$، للمعالم نفسها تعتمد على طرق المعلومات الكاملة قبل طريقة المعلومات الكاملة للاحتمال الأقصى (FIMI) والمربعات الصغرى ـــ ذات ثلاث المراحل (3SLS) ، حيث أن المعادلات المشتقة هي أكثر كفاءة وفعالية من مثيلاتها المشتقة بطريقة المربعات الصغرى (OLS) الاعتيادية .

لندع $Y_I = (Y_{I1}, Y_{I2} \ldots Y_{In})$ تشير إلى القيم المتحققة لمتغيرات داخلية للفترة المستقبلية I. وتشير $X_I = (X_{I1}, X_{I2}, \ldots X_{IK})$ إلى القيم المعطاة لمتغيرات خارجية بالكامل ، كما تشير كل من Y_{I-1}، Y_{I-2} و X_{I-1} تشير إلى قيم فترات الإبطاء المتعلقة بموجهات المتغيرات الداخلية والخارجية . ويمكن إعطاء تقدير Y_I من خلال المعادلة :

(77) انظر غرين (Greene) ,1993، والمراجع المذكورة فيه .

$$\tilde{y}_{1.} = + x_{1.}\tilde{\Pi}_1 + y_{1-1.}\tilde{\Delta}_1 + x_{1-1.}\tilde{\Pi}_2 + y_{1-2.}\tilde{\Delta}_2 \quad (8\text{-}4)$$

2.4 التوقع :

وعلى خلاف التخمين فإن التوقع يركز على التخمين غير المشروط (اللاشرطي) للقيم المستقبلية للمتغيرات الداخلية . وفي هذه الحالة فإن القيم المستقبلية للمتغيرات الخارجية يجب تخمينها أيضاً . لذلك فإن الهيكل المتحرك (الديناميكي) للمتغيرات الخارجية يصبح مهماً جداً .

وغالباً ما يفترض أن تكون المتغيرات الخارجية متولدة بواسطة عملية المتوسط المتحرك للانحدار الذاتي متعدد الأبعاد (ARMA) كما يلي[78] :

$$H(L)x_t = \Delta(L)\epsilon_t \quad (9\text{-}4)$$

وفي هذه الحالة ، فإنه يمكن اعتبار كل من المتغيرات الخارجية والداخلية على أنها متولدة بواسطة عملية متعددة الأبعاد (ARMA) . ولرؤية هذه النقطة افترض نموذج المعادلات الآنية (SEM) المتحرك التالي :

$$\Gamma(L)y_t + B(L)x_t = u_t \quad (10\text{-}4)$$

حيث :

$$\Gamma(L) = \Gamma_0 - \bar{A}_1 L^1 \ldots - \bar{A}_p L^p \quad \text{and} \quad B(L) = \bar{B}_0 - \bar{B}_1 L^1 \ldots - \bar{B}_q L^q .$$

ويمكن الحصول على الصيغة المختصرة للنموذج (10) بضربه بـ Γ_0 :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + B_0 x_t + \ldots + B_q x_{t-q} + w_t \quad (11\text{-}4)$$

وبدمج النموذجين (9) و (10) نحصل على التمثيل التالي :

$$\begin{bmatrix} \Gamma(L) & B(L) \\ 0 & H(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & \Delta(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} \quad (12\text{-}4)$$

---

(78) وبالترادف يمكن استعمال إما عملية الانحدار الذاتي (AR) أو عملية المتوسط المتحرك (MA) .

حيث أن المعادلة (12) هي (ARMA) متعددة الأبعاد أو موجه ARMA (VARMA) عملية تمثيل لـ X_t, Y_t .

للحصول على توقع من عملية (VARMA) ، فإنه يمكن تعميم التقنيات المطورة من قبل بوكس ــ جنكنز (1970) على متوالية زمنية .

دع $Zt = (Y_t^1 \ , \ X_t^1)^1$

ودعنا نشير إلى التوقع المعد مسبقاً في وقت T بـ $Z_T(I)$. وتقدير MSE من تقدير $Z_T(I)$ وتقدير MSE من تقدير $Z_T(1)$ حيث أن $[\Sigma(I) - \Sigma(I)]$ هي موجبة بشكل شبه حتمي . حيث

$$\Sigma(l) = E\left\{[z_{T+1} - z_T(l)]\,[z_{T+1} - z_T(l)]'\right\} \qquad (13\text{-}4)$$

و $\hat{\Sigma}(I)$ هو مصفوفة (MSE) لأي توقع خطي آخر لـ I في وقت T .

ويمكن إعادة كتابة النموذج (12) كما يلي :

$$A(L)\,z_t = B(L)\,v_t \qquad (14\text{-}4)$$

أو بشكل مكافئ كالتالي :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \cdots + A_p z_{t-p} + B_0 v_t + \cdots + B_q v_{t-q} \qquad (15\text{-}4)$$

وبالتالي يمكن أن يظهر أن توقعات (MSE) تعطى من خلال :

$$z_T(l) = A_1 z_T + \cdots + A_p z_{T-p+1} + B_1 v_T + B_2 v_{T-1} + \cdots + B_q v_{T-q+1}$$

$$z_T(2) = A_1 y_T(1) + \cdots + A_p z_{T-p+2} + B_2 v_T + B_3 v_{T-1} + \cdots + B_q v_{T-q+2}$$

حيث أن الـ V_t ترمز إلى أو تمثل البواقي الناتجة من تقدير المعادلات (14) أو (15) .

ومن أجل تحديد حدود التوقع لـ Z_t ، فإننا بحاجة لوضع فرضيات حول توزيعات V_t . وسوف نفترض أن V_t طبيعية متعددة الأبعاد $V_t \sim N(0,\Sigma_v)$ وأن V_t و V_s مستقلة عندما تكون $t \neq s$.

وتحت الظروف المذكورة أعلاه فإن أخطاء التوقع ستكون أيضاً موزعة توزيعاً طبيعياً ما دامت هي تحويلات خطية لموجهات طبيعية .

$$z_{T+1} - z_T(l) = \sum_{i=0}^{l-1} B_i v_{T+1-i} \sim N(0, \Sigma(l)) \qquad (17\text{-}4)$$

حيث تتحدد $\Sigma(l)$ كما يلي :

$$\Sigma(l) = \sum_{i=0}^{l-1} B_i \Sigma_v B_i' \qquad (18\text{-}4)$$

دع $\sigma_k(l)$ تكون الجذر التربيعي للعنصر القطري K لـ $\Sigma(l)$ وبالتالي فإن :

$$\frac{z_{k,T+l} - z_{k,T}(l)}{\sigma_k(l)} \sim N(0,1) \qquad (19\text{-}4)$$

وإن فترتَيْ التوقع لـ l لمكون K من Zt (بحدود ثقة $(1-\alpha)$) يمكن أن تُعطيا من خلال :

$$z_{k,T}(l) \pm z_{\alpha/2}\, \sigma_k(l) \qquad (20\text{-}4)$$

حيث أن $Z_{\alpha/2}$ هي نقطة النسبة المئوية العلوية $(\alpha/2)$ من التوزيع الطبيعي القياسي التي يجب أن لا تختلط مع الموجه $(X',Y')'$

وتجب الإشارة إلى أنه إذا كانت عملية توليد أو تشكيل X_t هي (VAR) بدلاً من (ARMA) ، فإن التوقعات لكل من Y_t و X_t كان قد تم الحصول عليها بطريقة متشابهة إلى حد كبير ، وماعدا ذلك فإن تلك التوقعات كان يمكن أن تستند إلى (VAR) أكثر من اعتمادها على (ARMA) . ولمشاهدة ذلك ، دعنا نفترض أن X_t قد تولدت من خلال عملية (VAR) التالية :

$$x_t = C_1 x_{t-1} + C_2 x_{t-2} + \cdots + C_s x_{t-s} + \epsilon_t \qquad (21\text{-}4)$$

وبدمج النماذج (11) و (21) نحصل على :

$$\begin{bmatrix} I & -B_0 \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 & B_1 \\ 0 & C_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} A_p & B_p \\ 0 & C_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ x_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} \qquad (22\text{-}4)$$

حيث افترض أن تكون $p \leq$ الحد الأقصى لـ (q,S) و $B_i = 0$

لـ $i < q$ و $Cj = 0$ لـ $j < S$.[79]

وكتمهيد لضرب (22) بالمصفوفة التالية :

$$\begin{bmatrix} I & -B_0 \\ 0 & I \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} I & B_0 \\ 0 & I \end{bmatrix} \qquad (23\text{-}4)$$

تعطى عملية (VAR) . وبالتالي فإن النموذج (22) يمكن كتابته كما يلي :

$$z_t = D_1 z_{t-1} + D_2 z_{t-2} + \cdots + D_m z_{t-m} + \xi_t \qquad (24\text{-}4)$$

حيث دونت الملاحظات بطريقة واضحة وجلية .

إن التوقع الخطي الأمثل المعد مسبقاً لـ I بطريقة المربعات الصغرى لعملية (VAR) الأساسية يمكن أن يعطى من خلال :

$$z_T(l) = D_1 z_T(l-1) + \cdots + D_m z_T(l-m) \qquad (25\text{-}4)$$

وتعطى فترات الثقة التوقع I بالطريقة نفسها التي نوقشت سابقاً (المعادلات 17-20) ويمكن ملاحظة أن التوقع الذي تم الحصول عليه من خلال المعادلة (25) هو نفسه تماماً (مطابق) لذلك الذي تم استحصاله من خلال عملية VAR المعطاة بواسطة المعادلة (21) ومن ثم استبدال هذه التوقعات بالمعادلة (22) .

3.4 تقويم التوقعات :

وكما نوقش من قبل جرانجر (Granger) ونيوبولد (Newbold) في عام (1986) ، فإن تقويم أداء التوقع يمكن أن ينفذ على مستويين[80] . فعلى المستوى الذاتي ، فإن المرء معني عادة في الإطلالة عن قرب على الأخطاء الكبيرة والإخفاقات من أجل استكشاف نقاط التحول التي حصلت ، ومن أجل محاولة تجنب تكرار الأخطاء نفسها في توقعات المستقبل . وقد أثار المؤلفون بعض الشكوك حول فائدة معيار كهذا للتقويم في تحسين أداء التوقع ، وجادلوا بأنه يمكن أن يخدم في توضيح جميع الأخطاء التي وقع بها المقدرون فيما يتعلق بأحداث كان من

---

(79) لوتكيبوهل (Lutkepohl) مرجع سبق ذكره .

(80) جانجر ونيوبولد (Ganger and Newbold) 1986: 276

الصعب توقعها (تخمينها) في الوقت الذي أنجزت فيه تلك التوقعات .

وعلى العكس ، فإن التقويم الموضوعي للتوقعات استناداً إلى معايير إحصائية يعتبر أكثر ملاءمة وأوسع انتشاراً في الاستخدام[81] . وهناك ثلاثة أسئلة نموذجية يمكن الإجابة عليها من خلال تقويم موضوعي للتقديرات هي :

(أ) هل هناك مجموعة واحدة من التوقعات أفضل من مثيلاتها من التوقعات المنافسة ؟
(ب) ما مدى جودة مجموعة معينة من التوقعات ؟
(ج) هل يمكن لآلية توليد التوقع أن تتعدل بطريقة ينتج عنها تحسن في أداء التوقع ؟

وللإجابة على هذه الأسئلة يُتطلَّبُ استعمال دالة التكاليف أو الخسارة التي يتحدد أداء التقويم تبعاً لها . وكما أشير سابقاً ، فمن بين الدوال الكثيرة المقترحة للخسارة في الأدبيات ، فإن دالة الكلفة (الخسارة) الثنائية (التربيعية) أو دالة المربعات الصغرى (MSE) تظهر مزايا متعددة . دع e هي خطأ التوقع ، و C(e) هي دالة الكلفة المرافقة ، وبالتالي فإن الدالة التربيعية للخسارة يمكن كتابتها كما يلي :

$$c(e) = ae^2 , \quad a > 0 \qquad (26\text{-}4)$$

ومن الواضح من (26) أن :

$$c(o) = 0 \text{ and } c(e_1) > c(e_2) \text{ if } |e_1| > |e_2| \qquad (27\text{-}4)$$

افترض أن Y^{ta} [حيث t = 1,...,T] هي السلسلة الزمنية الحقيقية أو التي يمكن مشاهدتها ، وأن Y^{tf} [حيث t = 1,...,T] هي سلسلة التوقعات . فإن أخطاء التوقع يمكن أن تعطى من خلال :

$$e_t = y_t^a - y_t^f , \quad t = 1, \ldots, T \qquad (28\text{-}4)$$

ومربع التوقع المنتظر للخطأ المحتسب من المعادلة (26) يمكن أن يعطى بواسطة المعادلة :

$$D_T^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} e_t^2 \qquad (29\text{-}4)$$

---

(81) لا يعني ذلك أن التقويم الموضوعي خالٍ من الصعوبات . انظر الفصل الثالث .

وللإجابة على السؤال الأول (كيف نكون مجموعة من التوقعات أفضل مقارنة ببعض التدفقات المنافسة ؟) فقد اقترحت كثير من المعايير التقويمية . وكل هذه المعايير هي دالة لـ D^2_T ، ومن بين أوسع المعايير انتشاراً وشيوعاً في الاستعمال :

الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ (RMSE) =

$$(30\text{-}4) \quad \text{The Root Mean Square Error (RMSE)} = \sqrt{\frac{\Sigma(y_t^a - y_t^f)^2}{T}}$$

المتوسط المطلق لتقدير الخطأ (MAFE) =

$$(31\text{-}4) \quad \text{The Mean Absolute Forecast Error (MAFE)} = \frac{\Sigma\,|y_t^a - y_t^f|}{T}$$

المتوسط المطلق للنسبة المئوية للخطأ (MAPE) =

(32-4)

$$\text{The Mean Absolute Percentage Error (MAPE)} = \frac{\Sigma\left(y_t^a - y_t^f\right)/\,y_t^a}{T} \times 100$$

معامل ثايل لعدم التساوي (U) =

(33-4)

$$\text{The Theil-U Inequality Coefficient (U)} = \frac{D_T}{\sqrt{\frac{1}{T}\,\Sigma\,(y_t^f)^2} + \sqrt{\frac{1}{T}\,\Sigma\,(y_t^a)^2}}$$

وكلما كانت قيم هذه المعايير صغيرة كان التوقع أكثر دقة . ويجب التأكيد على أن معيار مقارنة التوقعات التي ليست دوالٌ منتظمة لـ D^2_T يمكن أن يكون مضللاً جداً . وفي هذا السياق ، فإن تفاوت معاملات ثايل (Theil-U) يمكن أن يكون مضللاً نظراً لوجـود Y'_t في المعادلة (33) .

إن الهدف الثاني من التقويم الموضوعي هو تحديد قيمة مجموعة من التدفقات دون الإشارة إلى أي منافس واضح . وفي هذه الحالة فإنه يمكن البحث عن بدائل متعددة . وأحد

هذه البدائل وأولها سيكون خلق أو توليد توقع منافس زائف . ويمكن أن يكون ذلك هو ما يطلق عليه التوقع الساذج (naive forecast) .

ويشتق هذا التوقع عادة بطريقة آلية دون الاستفادة من النظرية الاقتصادية . وإحدى الطرق الواضحة لتوليد أو اشتقاق التوقع الساذج هي استعمال توقع « عدم التغيير » «no-change» (بمعنى $Y^a_{t-1} = Y^f_t$) . وكما رأينا سابقاً ، فإن دقة معايير التوقع يمكن الحصول عليها لتحديد الدقة في التوقع الساذج . فعلى سبيل المثال ، فإن المعامل التالي يقيس الدقة النسبية للتوقع بالإشارة « لتوقع عدم التغير » .

وقد يكون البديل الآخر هو دمج التوقع بمنافسة الزائف المتولد[82] . وقد يتولد أو يشتق هذا التوقع (المنافس) بواسطة طرق السلاسل الزمنية أحادية التغيير مثل توقعات بوكس — جنكنز (Box Jenkins) . وإذا لم يكن تباين الخطأ للتوقع المدمج أقل بشكل جوهري من ذلك المتوقع الأصلي ، فإن التوقع المنافس لا يبدو أنه قد يأتي بمعلومات إضافية . وإذا ما كان الحال كذلك فإن التوقع (النموذج) يمكن أن يكون فعالاً بشروط[83] .

والبديل الثالث هو تقدير معادلة خط الانحدار التالية :

$$y_t^a = \alpha + \beta y_t^f + e_t \qquad (35\text{-}4)$$

واختبار بشكل متزامن لكل من $\alpha = 0$ و $\beta = 1$.

إن تطبيق هذا الإجراء يثير أسئلة كثيرة ، ليس أقلها جدية مسألة الارتباط بين Y^f_t و e_t الذي يجعل تقديرات المعلم غيرمتسقة بل متحيزة .

ومقارنة السلسلة الحقيقية بالسلسلة المقدرة تجلب مشاكل وصعوبات كثيرة حيث أن المقارنة المباشرة ليست بالسهولة التي يمكن تصورها . وقد نوقش عدد كبير من هذه المشاكل في وقت سابق من هذا الجزء والأجزاء أو الفصول الأخرى ولن يتم التطرق إليها هنا .

والهدف الثالث من تقويم التوقع هو استقصاء إمكانية تحسين آلية اشتقاق التوقع من أجل تحسين جودة التوقع .

وهنا أيضاً تأتي أهمية دمج التوقع الحقيقي بالتوقع الزائف المشتق من توقعات بوكس — جنكنز أحادية التغير ، وذلك لإيجاد إن كان التوقع قد أخذ جميع المعلومات المعطاة من قبل القيم الماضية للسلسلة الزمنية .

---

(82) انظر الفصل القادم عن دمج التوقعات .

(83) جرانجر (Granger) ونيوبولد (Newbold) ، مرجع سبق ذكره : 28 .

وهناك خيار آخر يمكن الحصول عليه من خلال تحليل متوسط مربعات الخطأ (MSE) . وقد رأينا في الفصول الأخرى أن :

$$D_T^2 = (\bar{y}^a - \bar{y}^f)^2 + (s_a - s_f)^2 + 2(1 - r)s_f s_a \qquad (36\text{-}4)$$

حين أن $\bar{Y}^a$ و $\bar{Y}^f$ هي متوسطات للعينة للسلاسل الزمنية الحقيقية والمقدرة ، S_a ، S_f هي الانحرافات المعيارية للعينة على الترتيب ، و r هو الارتباط بين كلا السلسلتين الزمنيتين . ومن المعادلة (36) فإنه يمكن اشتقاق المتطابقة التالية :

$$U^m + U^s + U^c = 1 \qquad (37\text{-}4)$$

حيث :

$$U_m = \frac{(\bar{y}_f - \bar{y}_f)^2}{D_T^2} \; ; \; U^s = \frac{(s_f - s_a)^2}{D_T^2} \; ; \; \text{and } U^c = \frac{2(1-r)s_f s_a}{D_T^2} \qquad (38\text{-}4)$$

إن الكميات المعطاة في (38) لها تفسير مفيد ، وعادة ما تحتسب في تمرينات التقويم وتبين V_m حضوراً لخطأ منتظم في التوقع . كما تظهر U^m قدرة التوقع على إعادة إنتاج التغير لسلسلة الفائدة . إن قيمة كبيرة لـU^s ستعني أن السلسلة قد تقلبت أكثر من المتوقعة أو العكس بالعكس . وأخيراً فإن U^c تقيس باقي الأخطاء . وكهدف ، فإن U^c يجب أن تكون قريبة من الواحد : وU^m و U^s يجب أن يكونا قريبين من الصفر .

وقد ناقش كل من جانجر (Ganger) ونيوبولد (Newbold) في عام 1986 مع الأمثلة ، أن الأرقام المعطاة بواسطة المعادلة (38) من غير الممكن تفسيرها في بعض الأوقات . ويحاجون أبعد من ذلك في أن العينة لمناظرة لتحليل مربع الخطأ المتوقع أكثر فائدة وأسهل في التفسير . ويمكن كتابة مربع خطأ التوقع للسلسلة كما يلي :

$$E\left[(y_t^a - y_t^f)^2\right] = (\mu_a - \mu_f)^2 + (\sigma_f - \rho\,\sigma_a)^2 + (1 - \rho^2)\,\sigma_a^2 \qquad (39\text{-}4)$$

حيث تعني μ المتوسط ، كما تعني σ الانحراف المعياري ، ويرمز p إلى معامل الارتباط بين السلاسل الحقيقية والمتوقعة (المخمنة) . ويمكن تبيان أنه يمكن كتابة متوسط مربع الخطأ (MSE) للعينة كما يلي :

$$D_T^2 = \frac{1}{T}\sum (y_t^a - y_t^f)^2 = (\bar{y}_a - \bar{y}_f)^2 + (s_f - rs_a)^2 + (1 - r^2)s_a^2 \quad (40\text{-}4)$$

ومن المعادلة (40) يمكن اشتقاق الحدود أو التعريفات التالية :

$$U^M = \frac{(\bar{y}_f - \bar{y}_a)^2}{D_T^2} \; ; \; U^R = \frac{(s_f - rs_a)^2}{D_T^2} \; ; \; U^D = \frac{(1 - r^2)s_a^2}{D_T^2} \quad (41\text{-}4)$$

وللتوقعات المثلى فإن U^m و U^R يجب أن لا تبتعد بشكل جوهري عن الصفر ، كما أن U^D يجب أن تكون قريبة من الواحد . وإذا ما حصل أن ابتعدت U^m و U^R جوهرياً عن الصفر فإنه يجب أن يجري تعديل على عملية اشتقاق التوقع .

وهناك إشارة أخرى تستخدم لإيجاد إن كانت عملية اشتقاق التوقع التي يجب تعديلها معطاة من خلال معامل الارتباط الذاتي لسلسلة الخطأ المتوقع . فإذا كان توقع الخطوة h أمثلَ ، فإن الارتباط الذاتي لترتيب h وما فوق يجب أن يساوي صفراً . «وماعدا ذلك فإن خطأ التوقع سوف يكون مرتبطاً بشيء يعرف في وقت القيام بالتوقع ، وبالتالي فإن التوقع يمكن تحسينه بناء على ذلك»[84] . وعلى سبيل المثال ، فإن التوقعات لفترة واحدة متقدمة ، يستوجب اختبار مدى عشوائية أخطاء هذه التوقعات .

وقد قامت العديد من الدراسات بمحاولات لمسح أداء التوقعات الاقتصادية الكلية . وفي معظم الحالات ، كانت هذه المسوحات غير حاسمة وأفرزت في أحسن حالاتها نتائج مختلطة . ويرجع ذلك إلى سببين رئيسيين . الأول ، هو أن معظم التوقعات قد تم تقويمها عبر فترات تاريخية مختلفة . والسبب الثاني ، هو أن النماذج أو التوقعات التي اشتقت من هذه النماذج قد تم تقويمها بعيداً (أو بمعزل) عن فريق العمل الذي ركب النماذج واشتق منها هذه التوقعات . وفي الغالب فإن أفضل التوقعات قد تم الحصول عليها من نماذج مصنفة على أنها ضعيفة أو متواضعة ولكنها نمت بمساعدة فريق عمل ذي خبرة متميزة في التوقعات . وبمعنى آخر ، فإن التوقعات النهائية يمكن الحصول عليها عادة بعد إجراء التعديلات التقنية على هذه التوقعات .

ويمكن رسم استنتاجات واسعة ومتعددة من هذه المسوحات ومن التجربة العملية للتوقعات :

---

(84) جرانجر ونيوبولد ، مرجع سبق ذكره : 86-287 .

ـ إن توقعات السلاسل الزمنية أحادية التغيير تفوق في أدائها تلك التدفقات المشتقة بواسطة نماذج «غير مساعدة» في المدى القصير . ويرجع ذلك إلى سوء التصنيف الدينامي للنماذج الاقتصادية القياسية . ومن هنا تنبع أهمية التدقيق في كفاية النموذج .
ـ الكفاءة المشروطة للتوقعات المستندة إلى النموذج يجب أن تقوَّم بالنسبة للسلسلة الزمنية للتوقعات للكشف عما إذا كانت المعلومات المتضمنة في الفترة الماضية من السلسلة قد تم استعمالها بشكل كامل وفعال .
ـ إن نتائج النماذج الاقتصادية القياسية المعدلة حسب قرار وحكم اقتصادي تعتبر على وجه العموم أفضل من نتائج النماذج غير المدعومة (المساعدة) .[85]
ـ إن استخدام متغيرات تقود الاقتصاد في نقاط التحول للدورة الاقتصادية يمكن أن تبدي فائدة هامة جداً في التوقع ، وتعرف هذه المتغيرات بالمؤشرات القائدة (الرائدة) ، ويمكن أن تدمج معاً لتشكل رقم المؤشرات القائدة (ILI) .
ـ إن دمج توقعات متعددة ناتجة عن نماذج مختلفة يمكن أن يكون أكثر فائدة من استعمال توقع بمفرده .

4.4 دمج أو توحيد التوقعات :

لقد شهدت قضية دمج التوقعات أو عدمها اهتماماً كبيراً من قبل الأكاديميين في العقدين الماضيين . وقد أشار بالم (Palm) وزلنر (Zellner) في عام 1992 ، إلى أنه منذ عام 1996 كان هناك أكثر من مائتي مساهمة حول دمج التوقعات ، ظهرت في الأدبيات الاقتصادية .[86]

وتثير عملية دمج التوقعات عدداً كبيراً من التساؤلات ، أهمها : هل دائماً يُفضَّل دمج التوقعات ؟ هل يجب دمج التوقعات المتحيزة مع غير المتحيزة ؟ هل على المرء أن يستخدم أوزاناً ترجيحية مثلى ؟ وإذا كان ذلك صحيحاً ، كيف تتحدد هذه الأوزان ؟ وقد أوضح بالم وزلنر أنه ليس هناك من إجابات مباشرة وصريحة لهذه الأسئلة ، وأن كثيراً من القضايا التي أثيرت لأكثر من عقدين من الزمن لا زالت غير محلولة بالكامل أو بانتظار حلها .

وحيث أن دمج التوقعات قد يقود إلى نتائج أفضل مما عداها ، فإنه من الممتع مسح مختلف التوقعات والشروط التي في ظلها يكون الدمج أفضل اختيار .[87]

---

(85) النماذج غير المدعومة (المساعدة) هي نماذج تخلق أو تولد تدفقات دون محاولة إجراء أية تعديلات .
(86) لمسوحات غنية بالأدبيات عن دمج التوقعات انظر هولدن وآخرون (Holden) 1990 ، وبالم .
(87) ينسحب باقي هذا الفصل بشكل رئيسي من هولدن (Holden et al) وآخرون 1990 .

1.4.4 طريقة التباين ـــ التغاير :

وتنبثق هذه الطريقة من فكرة أن دمج توقعين غير متحيزين قد يفرز توقعاً أكثر دقة من مركبه الأساسي ، بمعنى أنه سيقلل من تباين أخطاء التوقع .

دع Y_t تكون المتغير المراد توقعه (تخمينه) ، ودع أن F_1 و F_2 هما توقعان غير متحيزين لـ Y . تحت هذه الظروف فإنه يمكن كتابة Y_t كما يلي :

$$y_t = F_{1t} + u_{1t} \quad (42\text{-}4)$$

$$y_t = F_{2t} + u_{2t} \quad (43\text{-}4)$$

حيث أن U_{1t} و U_{2t} هي أخطاء التوقع ، بمتوسطات تساوي صفراً ، وتباينات σ_1^2 و σ_2^2 وتغاير σ_{12} .

دع Ct تكون الدمج الخطي لهذين التوقعين :

$$c_t = \lambda_1 F_{1t} + \lambda_2 F_{2t} \quad (44\text{-}4)$$

ومن أجل أن يكون C_t غير متحيز ، وحتى يكون تباين خطأ التوقع في حده الأدنى ، فإن قيم كل من λ_1 و λ_2 يجب أن تؤكد الشروط التالية :

$$\lambda_1 + \lambda_2 = 1 \quad (45\text{-}4)$$

$$\lambda_1 = \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{D} \quad (46\text{-}4)$$

$$\lambda_2 = \frac{\sigma_1^2 - \sigma_{12}}{D} \quad (47\text{-}4)$$

حيث أن $D = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\,\sigma_{12}$

إن الشرط (45) يعتبر زائداً عن الحاجة طالما أن الأوزان المعطاة في الشروط (46) و (47) تفي بالشروط المفروضة في (45) . ويمكن إظهار أن تباين خطأ التوقع للتوقعات المدمجة يساوي أو أقل من الحدود الدنيا لـ σ_1^2 و σ_2^2 . وهناك ملاحظتان جديرتان بالاهتمام بهذا الصدد . الأولى ، كما يمكن ملاحظته من المعادلات (46) و (47) فإن الأوزان المثلى تعتمد على تباين وتغاير أخطاء التوقع . فليكون التوقُع أيُّ توقعٍ أكثرَ مصداقية فإن الوزن يجب أن يكون أعلى . في

الحياة العملية قيمُ التباين والتغاير لأخطاء التوقع غير معروفة مما يستوجب تقديرها .

ولهذه الطريقة تقييدات محددة ، يتعلق الأول منها باحتمال أن تكون الأوزان سالبة . أما التقييد الثاني فيتعلق بافتراض أن تكون التوقعات غير متحيزة وأن يكون التباين والتغاير ثابتين وطرق الدمج التي تناقش لاحقاً ستبتعد عن بعض من هذه التقييدات .

2.4.4 طريقة الانحدار :

إن الأوزان التي أخذت في (46) و (47) يمكن الحصول عليها بتقدير معادلة الانحدار التالية :

$$y_t = \beta_1 F_{1t} + \beta_2 F_{2t} + v_t \qquad (48\text{-}4)$$

وبتقييد $\beta_2 + \beta_1$ لتكون واحداً ، يمكن الحصول على معادلة الانحدار التالية :

$$y_t - F_{1t} = \beta_2 (F_{2t} - F_{1t}) + v_t \qquad (49\text{-}4)$$

إن تقدير $\hat{\beta}_2 + \beta_2$ يساوي تماماً لـ λ_2 و λ_1 ويساوي بالتالي $(1 - \hat{\beta}_2)$.

والميزة الأولى لهذه الطريقة هي أنها يمكن أن تمتد لتناول الحالات التي لها أكثر من توقعين اثنين . والأكثر أهمية أيضاً أن هذه الطريقة يمكن أن تقبل الحالات التي تكون فيها التوقعات متحيزة .

ويمكن استعراض هذه الحالة من خلال تقديم التقاطع في المعادلة (48) :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 F_{1t} + \beta_2 F_{2t} + v_t \qquad (50\text{-}4)$$

إن عدم التحيز لتوقع بعينه يعني أن $\beta_0 = 0$ و $\beta_1 + \beta_2 = 1$ ، إن تضمين الحد الثابت في (50) لا يمكن أن يرى فقط على أنه لتصحيح تحيز في التوقعات ، بل لكي يحتوي ضمنياً المتوسط غير الشرطي للسلسلة كتوقع إضافي .[88]

كما يمكن مراعاة الحالة التي تكون فيها الأوزان على التوقعات مقيدة بحيث يكون مجموعها واحداً . وفي هذه الحالة فإن المعادلة (50) تصبح :

---

(88) هولدن وآخرون (Holden) 91 .

$$y_t = \beta_0 + (1 - \beta_2)F_{1t} + \beta_2 F_{2t} + v_t \quad (51\text{-}4)$$

أو بالتناوب :

$$(y_t - F_{1t}) = \beta_0 + \beta_2(F_{2t} - F_{1t}) + v_t \quad (52\text{-}4)$$

وفي هذه الحالة نكون قد صححنا كل توقع متحيز ولكن دون تضمين المتوسط غير الشرطي للسلسلة كتوقع إضافي .

وحتى هذه النقطة نكون قد افترضنا أن دمج التوقعات التي لها خطأ تُوُقِّع له خطأ التوقع نفسه . ومن المعادلة (50) يمكن كتابة خطأ التوقع كما يلي :

$$v_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 F_{1t} - \beta_2 F_{2t} \quad (53\text{-}4)$$

وفي ظل الحالة العامة للتوقعات المتحيزة فإن :

$$y_t = F_{1t} + b_1 + u_{1t} \quad (54\text{-}4)$$

$$y_t = F_{2t} + b_2 + u_{2t} \quad (55\text{-}4)$$

وبالتالي يمكن كتابة V_t كما يلي :

$$v_t = (\beta_1 b_1 + \beta_2 b_2 - \beta_0) + (1 - \beta_1 - \beta_2)y_t + \beta_1 u_{1t} + \beta_2 u_{2t} \quad (56\text{-}4)$$

ويتبع ذلك أنه إذا كانت Y_t مترابطة ذاتياً (أو بشكل متسلسل) (أو أن $1 \neq \beta_2 + \beta_1$) أو إذا كانت أخطاء أحد التوقعات مترابطة ، فإن خطأ التوقع لدمج التوقعات هو أيضاً مترابط ذاتياً أو بشكل متسلسل . وحيث أن التوقعات الفردية عادة ما تختار بحيث تكون أخطاء التوقع المقابلة هي من ذات الضجيج الأبيض (White noise) ، فإنه من المحتمل أن تكون V_t مترابطة بشكل متسلسل فقط في حالة ما تكون Y_t مترابطة بشكل متسلسل أو أن القيد بأن $(1 = \beta_2 + \beta_1)$ ليس مفروضاً .

وإذا ما كانت V_t مترابطة بشكل متسلسل ، فإنه يمكن استثمار هذه الحقيقة في تحسين جودة التوقع المدمج . ولإدراك ذلك افترض أن V_t مترابطة بشكل متسلسل وتلبي الشرط التالي :

$$v_t = \rho v_{t-1} + \epsilon_t \quad (57\text{-}4)$$

حيث p هو معامل الارتباط و ϵ_t هو حد خطأ الضجيج الأبيض . ويسمح لنا تقدير (57) بالحصول على قيم مقدرة لأخطاء التوقع في فترة التوقع . فعلى سبيل المثال :

$$\hat{v}_{t+1} = \hat{\rho}\,\hat{v}_t \qquad (58\text{-}4)$$

وبناء عليه فإن

$$\hat{y}_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 F_{1t+1} + \beta_2 F_{2t+1} + \hat{v}_{t+1} \qquad (59\text{-}4)$$

وعموماً ، فإن حقيقة كون أخطاء التوقع الفردية مترابطة بشكل متسلسل ، فإن ذلك لا يستلزم بالضرورة أن تكون أخطاء التوقع المدمج غير عشوائية . وعلى أية حال ، فإنه إذا كانت أخطاء التوقع من ذات الضجيج الأبيض والتوقعات غير متحيزة ، فإن التوقع المدمج المحتسب حسب المعادلة (50) سوف يكون له أخطاء من ذات الضجيج الأبيض أيضاً وذلك عندما يكون مجموع الأوزان واحداً ومترابطاً بشكل متسلسل بطريقة أخرى .[89]

3.4.4 طرق الدمج الأخرى :

إن طرق دمج التوقعات التي نوقشت آنفاً تفترض أن المراحل المختلفة ثابتة وأن الأوزان ثابتة أيضاً . واستعمال أوزان ثابتة قد يكون مضللاً جداً خاصة في فترة تغيير الظروف . وقد قدم هولدن وآخرون (Holden et.al) في عام 1990 اقتراحات تسمح بتغير الأوزان . ويستمر الكتاب والمؤلفون في تقديم اقتراحات عملية لدمج التوقعات . وأهم أكثر اقتراحين فائدة هو أن اختبار دقة الدمج يجب أن تتم خارج فترة التقدير وأن التوقعات الفردية يجب أن تأتي من مصادر مختلفة لتجنب خطر الازدواج الخطي . إن الدليل المستحضر من الأدبيات الاقتصادية عن دمج التوقعات يشير إلى أن التوقعات المدمجة بشكل عام تفوق في أدائها التوقعات المفردة ولكن الفوائد النظرية من دمج التوقعات لا تتجسد دائماً في الممارسة العملية . وعلاوة على ذلك ، فإنه ليس هناك من طريقة مفردة بعينها لعملية الدمج تهيمن أو تسيطر على الطرق الأخرى . وأفضل طريقة للدمج تعتمد على الظروف المحيطة بالسلسلة الزمنية مثل التكرار ، النوع والعشوائية .

---

(89) هولدن وآخرون (Holden et al) مرجع سبق ذكره : 92-93 .

5.4 تحديث التوقعات :

إن مشكلة التحديث هي أن يستخدم المرء عينة إضافية أو بيانات أخرى قبليه، وذلك من أجل تحسين معالم التقديرات ودقة التخمين للنموذج.[90]

في أدبيات الاقتصاد القياسي أدنى سياق النماذج الخطية، فقد عولجت تحليلات مشاكل التحديث من خلال استعمال طريقة كالمان (Kalman) للتصفية أو أية طرق أخرى مرتبطة بها.[91] ويزود مصفى كالمان بأداة مثلى لتضمين عينة معلومات إضافية من أجل تحسين معالم التقدير للنموذج الخطي، الذي يسند تقديرات الانحدار إلى كل فترة زمنية على تقديرات الفترة السابقة إضافة إلى بيانات الفترة الجارية أو الحالية. وأبعد من ذلك، فإن مصفى كالمان يستخدم لمعالجة المشاهدات المفقودة (غير الموجودة)، المشاكل التجميعية، المكونات غير المشاهدة، تعديل البيانات، تغيير معالم النماذج وقضايا أخرى كثيرة.[92]

ولتأكيد الإحساس بمشكلة التحديث، فإننا سوف نستعمل النموذج المبسط التالي المستمد من فومبي (.Fomby et al).

$$y = X\beta + e \qquad (60\text{-}4)$$

حيث Y هي موجه (TX1)، β هي موجه (KX1) لمعاملات، X هي مصفوفة (TXK) و e عبارة عن موجه (TX1) ذات أخطاء موضوعة توزيعياً طبيعياً ومتوسط يساوي صفراً، وتباين σ^2.

افترض أن المجموعة التالية لتقييدات إضافية عشوائية على هيكلية المعامل β :

$$y_n = X_n\beta + e_n, n \geq 1 \qquad (61\text{-}4)$$

وبدمج (60) و (61) نحصل على :

$$\begin{bmatrix} y \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x \\ x_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} e \\ e_n \end{bmatrix} \qquad (62\text{-}4)$$

---

(90) فومبي وآخرون (Fomby, et, al) مرجع سبق ذكره : 597 .

(91) انظر على سبيل المثال : هارفي (Harvey) 1989 والمراجع المذكورة فيه .

(92) انظر المراجع المذكورة في الهوامش 16 و 17، وانظر أيضاً كثبيرستون وآخرون (Cuthberston, et,al) مرجع سبق ذكره .

وبعد ذلك، نفترض أن e و e_n لهما التوزيع نفسه، فإن طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) لتقدير β هي المثلى ويمكن أن تعطى من خلال :

$$\hat{\beta}_{T+n} = [x'x + x_n'x_n]^{-1}[x'y + x_n'y_n] \qquad (63\text{-}4)$$

وباستعمال نتائج المصفوفات الجبرية، يمكن إظهار أن :

$$\hat{\beta}_{T+n} = \hat{\beta}_t + K_{T+n}(y_n - x_n\hat{\beta}_T) \qquad (64\text{-}4)$$

حيث K_{T+n} هو عبارة عن مصفى (مرشح) كالمان (Kalman) ويمكن أن يعطى من :

$$K_{T+n} = (x'x)^{-1}x_n'[I + x_n(x'x)^{-1}x_n']^{-1} \qquad (65\text{-}4)$$

إن معادلة (64) هي معادلة التحديث، ومن أجل فهم أفضل لآلية التحديث، لنكتب المعادلة (65) كما يلي :

$$K_{T+n} = var(\beta_T)x_n'[\sigma^2 I + x_n var(\hat{\beta}_T)x_n']^{-1} \qquad (66\text{-}4)$$

والحد الموجود داخل القوس هو عبارة عن تباين خطأ التقدير، استناداً على $\hat{\beta}_T$ وعلى تباين Y_n .

وقد أصبح جلياً الآن أنه كلما كان التباين كبيراً أصبح التعديل بسيطاً، وكلما كان خطأ التقدير كبيراً $(X_n\hat{\beta}_T - Y_n)$ صغر التعديل، مع بقاء الأشياء الأخرى متساوية.

وقد بين فومبي وآخرون (Fomby et.al.) في عام (1984) أنه في الحالة التي يكون فيها $l = n$ ، فإن المرء يختار X_n بطريقة يكون فيها $\hat{\beta}_{T+n}$ أفضل من $\hat{\beta}_T$ وذلك عندما يكون الاتجاه هو تخفيض التباين لحده الأدنى (Minimum Variance) . ويمكن أن يتأتى هذا التحسين من خلال تعظيم محدد المصفوفة $(X'X + X_n'X_n)$ أو من خلال تعظيم الجذر المميز الأدنى للمصفوفة نفسها.

وتبرز الحاجة لتحديث تقديرات المعالم في سياق التوقع، لأن توقعات نماذج سلاسل زمنية عديدة تعتبر ساذجة وذلك إحساساً بأنها تمثل استنباطات مبسطة عن حركة الماضي. ويمكن التغلب على هذه المشكلة بترك المعالم تتغير مع الزمن، وتُدعى مثل هذه النماذج نماذجَ

السلاسل الزمنية التركيبية أو الهيكلية (STSM's) أو نماذج حالة الفراغ (SSM's) . وتتكون هذه الطبقة من النماذج من جزأين هما : المعادلات الانتقالية التي تصف تطور متغيرات الدولة ، ومعادلات القياس التي تصف آلية توليد أو خلق البيانات المشاهدة .

ويزود مرشح أو مصفى كالمان (Kalman) بوسائل تحديث متغيرات الدولة كمشاهدات جديدة تصبح متوفرة . وبشكل أكثر وضوحاً ، فإنه يحدث تقدير β_t وتبايناتها باستخدام البيانات الجديدة لـ Y_t . و X_t لكل مشاهدة . ولمشاهدة ذلك دعنا نكتب الصيغة العامة لنموذج حالة الفراغ .

(67-4) $y_t = x'\beta_t + \epsilon_t \quad ; \quad (t = 1, 2, ..., T)$ Measurement equation

(68-4) $\beta_t = T\beta_{t-1} + R\eta_t$ Transition equation

(69-4) $b_0 = \beta_0 + \xi_t$ Prior estimate

(70-4) $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I)$

(71-4) $\eta_t \sim N(0, Q)$

(72-4) $\xi_0 \sim N(0, \psi_0)$

يفترض في المتوقع أو الوكيل أن يمتلك تقدير b_0 الأولي لـ β_0 ومصفوفة تغايره ψ_0 . بالإضافة إلى ذلك ، فإنه يفترض أن يعرف تركيب النموذج ومكوناته مثل : الموجه الثابت X ، المصفوفات المختلفة T, R, Q, ψ_0 وكذلك تباينات كل من ϵ_t و σ^2 . وبمجرد ما تصبح المشاهدات الجديدة متوفرة ، فإن القضية تصبح استخدام هذه المشاهدات في تحديث التقديرات لـ β_t ومصفوفة تغايرها . ويتم إنجاز هذا التحديث من خلال معادلات تحديث مرشح كالمان .

وبإعطاء B_0 و ψ_0 فإن المخمن غير المتحيز لـ β_1 هو :

(73-4) $b_{1/0} = T b_0$

ويمكن تبيان أن تغاير خطأ التخمين $[W_1 = (b_{1/0} - \beta_1)$ يعطى من خلال :

(74-4) $\psi_{1/0} = T\psi_0 T' + RQR'$

وتعرف المعادلتان الأخيرتان بأنهما معادلتا التخمين .

ومعادلات التحديث هي :

$$(75\text{-}4) \quad b_1 = b_{1/0} + k_1(y_1 - x'b_{1/0})$$

$$(76\text{-}4) \quad \psi_1 = (I - k_1 x')\, \psi_{1/0}$$

حيث

$$(77\text{-}4) \quad k_1 = \psi_{1/0}\, x(x'\psi_{1/0}\, x + \sigma^2)^{-1}$$

ويجب أن يكون التشابه بين المعادلات (46) و (65) و (75) و (77) واضحاً بشكل كافٍ .[93]

وبأخذ المعادلات (73) – (79) معاً ، فإنها تشكل مصفى كالمان . والمرحلة اللاحقة من هذا التمرين ، هي وضع القيم المحدثة لـ b_1 و ψ_1 في مكانها في المعادلات (73) و (74) على الترتيب ، من أجل خلق أو توليد تخمينات جديدة $b_{2/1}$ و $\psi_{2/1}$ وهكذا . وتستخدم تقديرات b_t و ψ_t دائماً في المعادلات (73) و (74) من أجل توليد الجولة اللاحقة من التخمينات بمجرد توفر البيانات عن Y_t .

إن التقديرات المحدثة لـ b_t و ψ_t قد تستعمل بنفسها في تحديث خطوات متقدمة عديدة لتوقع ومتغير ذي فائدة ، Y ، أُعِدَّ مع مجموعة بيانات سابقة . ويعمل تقدير معالم نماذج حالة الفراغ (SSM's) بشكل تكراري من خلال الاحتمال الأعظم .[94]

هناك نوعان من النماذج التقليدية التي يمكن أن تشكل أو تعدل بصيغة (SSM) وهما : نماذج المكونات غير المشاهدة ونماذج المعالم المتغيرة عبر الزمن . وفي الحالة الأولى فإن معادلة القياس لها مكونان غير مشاهدين مثل الدخل الدائم والانتقالي أو البطالة الطبيعية والدورية .

$$(78\text{-}4) \quad y_t = \Pi_t + \epsilon_t$$

وفي نماذج المعاملات المتغيرة عبر الزمن فإن لدينا :

---

(93) لمزيد من التفاصيل انظر هارفي (Harvey) 1989, .

(94) انظر لمزيد من التفاصيل هارفي ولوثيبوهل (Harvey) and Luthkepohl, op.cit) 1989, .

$$(79\text{-}4) \quad y_t = x_t\beta_t + \epsilon_t$$

حيث (Y_t, Xt) يمكن مشاهدتها .

وبالرغم من هذه الحالات الخاصة ، إلا أن صيغة نماذج ـ حالة الفراغ (SSM's) مرنة بما فيه الكفاية لتتناسب أو تتلائم مع ظروف متعددة أخرى لها علاقة بصيغ مختلفة للمصفوفات المعنية ، مثل ، تضمين أكثر من معادلة قياس في آن واحد ، واستخدام القبليات في تقدير مرشحات (مصافي) كالمان ... إلخ .

إن برنامج TSP نسخة 4.2 المنتج من قبل TSP الدولية ، يعالج جميع هذه الحالات بشكل مباشر . وما على القارئ إلا اللجوء إلى الأدلة المرفقة لمزيد من التفاصيل .



الفصل الخامس

جذور الوحدة والاندماج المشترك

إن التقنيات العادية المستخدمة في تحليل الانحدار يمكن أن ينتج عنها نتائج مضللة جداً عندما تكون الحركة النمطية للمتغيرات الضمنية معروفة منذ زمن طويل. وقد قام البعض بتتبع هذه النتيجة بالعودة إلى أعمال يول (yule) في العشرينات من هذا القرن وحتى بالعودة إلى أعمال جيفون (Jevons) في أواخر القرن التاسع عشر.[95] بالرغم من قدم هذه الإشارات التحذيرية إلا أن الاقتصاديين قد استمروا على فرضيتهم أن المتغيرات مستقرة أو منتظمة الحركة أو تحتمل عودتها. وتتضمن هذه الأعمال على سبيل المثال، أعمال كوزنتس (Kuznets) عن دالة الاستهلاك حيث تتمركز حول مستويات الاستهلاك والدخل والتي من الواضح أنها غير مستقرة أو غير نمطية الحركة.[96][97]

تظهر الانحدارات الزائفة مُعامل انحدار (R^2) عالياً (كما تظهر في الغالب إحصائية منخفضة لداربون واتسون) حتى لو كانت المتغيرات مرتبطة بشكل غير قوي كما وردت في الأدبيات. وفي دراسة وليدة لجرانجر (Granger) ونيوبولد (Newbold) في عام 1974 استنتجا أن الانحدار الذي يزج مستويات من دمج المتغيرات (أو سيراً عشوائياً) غير المنتظمة من المحتمل جداً أن يفرز النتيجة المذكورة أعلاه. وفي هذه الحالة، فإنهما يحاجّان بأن اختبارات كل من t و F التقليدية تشير إلى رفض فرضيات العدم التي تقول بعدم وجود علاقة حتى لو كانت

(95) هندري (Hendry) 1986: 202-203.

(96) تشير احتمالات العودة (Ergodity) إلى الشروط التي في ظلها يمكن تقدير المراحل المتعلقة بعملية السلاسل الزمنية. وفي حالة أقوى من النمطية حيث أن الأخيرة ليست بالضرورة تتضمن السابقة. لذلك فإنه إذا كانت العملية نمطية وخطية فإنه يمكن أن تتحمل العودة (كل العوامل ممكن تقديرها) باتساق.

(97) انظر هول (Hall) وهنري (Henry) 1988 لدراسات أخرى معروفة والتي تطبق تقنيات تقليدية عن المتغيرات الموجهة.

هذه العلاقة حقيقة واقعة، لذلك فإنه يجب استعمال قيم حرجة عالية لهذه الاختبارات. ومنذ عقد من الزمان، فقد أثبت فيليبس (Philips) هذه النتائج بشكل تحليلي، وأن توزيعات الإحصاءات التقليدية في حالة المتغيرات المدمجة مختلفة جداً عن تلك المشتقة في حالة المتغيرات الثابتة أو النمطية التغير.

افترض الآن حالة نموذج الانحدار الخطي:

$$y = X\beta + u \qquad (1\text{-}5)$$

تعتمد النتائج التقليدية لهذا النموذج على فرضية أن المصفوفة $T^{-1}X'X$ تميل إلى مصفوفة (P.S.d) محددة كلما اتجهت T نحو اللانهاية. وإذا كانت المتغيرات غير منتظمة أو أنها قد وجهت، فإن هذه الفرضية قد انتهكت وقد يعقب ذلك نتائج غريبة ومن أجل الالتفاف على هذه المشكلة فقد تم الأخذ بالاعتبار حلين اثنين. الأول هو ما قبل تصفية البيانات (بمعنى معالجتها بشكل منتظم)، بعدم توجيه السلسلة الزمنية أو بتمييزها. والحل الثاني الذي كان قد اقترح من قبل فيليبس (Philips) وسارجان (Sargan) من خلال صياغة تصحيح الخطأ والتي تستخدم جزئياً من السلاسل النمطية وغير النمطية.[98] والحل الثالث كان قد اقترح في العقد الماضي من خلال تطوير عملية الدمج والتي تقدم طرقاً للتعامل مع المتغيرات غير المنتظمة إذا ما لم يتم الوفاء ببعض الشروط، وأهمها: إذا تم دمج السلاسل معاً. لذلك فقد قام اينجل (Engle) وجرانجر (Granger) في عام 1987 بعمل تماثل (Isomorphism) بين وجود دمج وبين إعادة تمثيل تصحيح الخطأ وبالتالي لا يمكن اعتبار الحلين 2 و 3 حلّين مفصّلين. وسنؤجل مناقشة الدمج وإعادة تمثيل تصويب الخطأ إلى مرحلة لاحقة. وسنركز الآن على الحل الأول: وهو ما قبل تصفية البيانات.

من أجل عدم توجيه السلسلة بتشغيل أو احتساب الانحدار لمتغير في اليد في دالة الزمن (t)، (والذي يفترض عموماً أنه خطي) ولاستعمال المربعات الصغرى للبواقي في وقت لاحق، يعتبر عدم توجيه (Dctrending) السلسلة Yt مناسباً فقط في حال ما إذا كانت تميل إلى الانتظام أو النمطية (TS) وبالتالي يمكن كتابتها كمايلي:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 t + u_t \qquad (2\text{-}5)$$

(98) انظر هنري (مصدر سبق ذكره) (Henry, op,cit) والمراجع المذكورة فيه.

إن استعمال التماثل أو المقارنة بين السلاسل الزمنية قد أصبح شائعاً في الممارسة التطبيقية وذلك بعد أعمال بوكس وجنكنز (Box & Jenkins) في عام 1970 . وتتكون الإجراءات من مقارنات للسلاسل حتى الحصول على سلاسل منتظمة ، ومن ثم استخدام السلاسل الجديدة حتى يكون بالمستطاع استخدام النتائج التقليدية للانحدار . وتعتبر مقارنة السلاسل مناسبة فقط في حالة كون الأخيرة مختلفة النمط (DS) ، ويمكن تمثيلها بمعنى آخر بالمعادلة التالية :

$$(3\text{-}5) \qquad y_t = \delta_1 + y_{t-1} + u_t$$

حيث U_t^1 في المعادلات (3) و (4) تتبع عمليات (ARMA) . وفي الحالة الخاصة لمعادلة (3) إذا كان حد الخطأ هو الضجيج الأبيض (White noise) فإن السلسلة تكون بمسيرة عشوائية مع اندفاع ، وهذا الاندفاع يمكن تمثيله في التقاطع σ_1 .

وبالعودة إلى الوراء للمعادلة (3) بدءاً من القيم الأولية Y_0 ، فإن المعادلة تصبح :

$$(4\text{-}5) \qquad y_t = y_0 + \delta_1 t + \sum_{j=1}^{t} u_j$$

ويتبع ذلك أن عملية اختلاف النمط (DS) لها أيضاً اتجاه خطي وبالتالي فإن المعادلة (2) هي حالة خاصة لـ (3) . والفرق الوحيد بينهما هو أن تباين المعادلة (4) يتزايد عبر الوقت .

وبما أن الطرق الأخيرة لها تطبيقات اقتصادية وإحصائية مختلفة ، فإن قرار أي طريقة تستعمل هو قرار هام جداً . فعلى الجانب الإحصائي فإن المشكلة الأولى هي أنه إذا كانت السلسلة (DS) قد منع توجهها أو ميلها أو أن السلسلة TS قد تمت مقارنتها فإنه قد ينتج عن ذلك انحدارات زائفة . وفي الحقيقة ، فقد بين نيلسون (Nelson) وكانغ (Kang) في عام (1984) من بين أشياء أخرى ، أن انحدار مسيرة عشوائية عبر الزمن يمكن أن يكون مناسباً حتى لو لم يكن هناك علاقة بين المتغير والوقت بأي شكل من الأشكال . ويجب أن يكون ذلك واضحاً بشكل كافٍ من معادلة (4) . وإذا كان المتغير (DS) أو بشكل أكثر دقة يسير بشكل عشوائي ، فسوف يكون لديه اتجاه في التباين . وتبين المعادلة (4) أن هذا الاتجاه سوف يتحول أو ينتقل إلى المتوسط ، ويصبح اختبار t للمتغير حاسماً إحصائياً حتى لو لم يكن هناك اتجاه في المتوسط . وعلى أية حال ، فإن أخطاء اختلاف سلسلة (TS) هي أقل حدة من منع التوجه لسلسلة (DS) .

وتبرز المشكلة الإحصائية الثانية في حالة المتغيرات DS فقط . فإذا ما كانت السلسلة هي DS ، فإن تقدير المعالم عن طريق المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) على القيم الإبطائية سيكون متحيزاً للأسفل وسيكون له توزيع غير قياسي .

والآن افترض معادلة الانحدار التالية :

$$y_t = \alpha y_{t-1} + u_t \quad (5\text{-}5)$$

وإذا ما كان Y هو DS فإن تقدير OLS لـ α لن يتبع توزيع t التقليدي . وفي حقيقة الأمر ، فإن التوزيع الأخير يجب أن يحتسب على قاعدة حالة بحالة اعتماداً على المعاملات المتضمنة في المعادلة (5) بالتوافق أو بالتوازي مع السلسلة الإبطائية .

وإذا كانت السلسلة DS ، فإن الاستنتاجات سوف تكون غالية جداً لصانعي السياسة حول فترة التقلبات المعنية للنظام الذي يمكن عمله . وفي الحقيقة ، فإنه إذا كان المتغير DS فإن أي صدمة للنظام سيكون لها أثر دائم على المتغير . ومن المعادلة (5) يتضح أنه إذا كانت التقلبات تؤثر على النظام (طفرة التقلبات بكمية تساوي C) والمعامل α أقل من واحد ، فإن الصدمة سينتهي مفعولها مع مرور الوقت . والأثر الكلي للصدمة في هذه الحالة سوف يكون محدوداً ومساوياً لـ (C/1-α) . ولكن إذا كانت Y هي DS (بمعنى أن α = 1) ، فإن أثر الصدمة لا يختفي . وغالباً ما يشار إلى العملية السابقة كعملية « ذاكرة قصيرة المدى ، كما يشار للعملية الأخيرة على أنها عملية « ذاكرة طويلة المدى » .

وتجدر الإشارة في هذا المجال إلى أن « استمرار الصدمات » غالباً ما يستخدم لتصنيف الفرق بين سلسلة DS وبين السلسلة الثابتة . ولمشاهدة ذلك ، افترض أن سلسلة Y_t تتبع عملية الاختلاف الأول الخطي الثابت العام :

$$\Delta y_t = \mu + A(B)u_t$$

حيث △ مشغل الاختلاف الأول ، A(B) عبارة عن إبطاء متعدد الجوانب ، M ثابت ، و U_t هي متوسط صفر لصدمات متسلسلة غير مترابطة . إن أقدم المقاييس وأكثرها مباشرة للاستمرار أو المثابرة يمكن أن تُعزى إلى كامبل (Campbell) ومانكي (Mankiw) 1987 وتعطى من خلال A(1) . وهناك مقاييس أخرى كثيرة للاستمرار متوفرة في الأدبيات الاقتصادية . ومناقشة هذه المقاييش خارجة عن نطاق هذه الورقة .[99]

---

(99) لمزيد من المراجع ، ولتعميم الفكرة ، انظر ، بساران وآخرون (pesaran et al) 1993, .

ومن المناقشة أعلاه ، فإن معرفة طريقة ما قبل تصفية أو ترشيح البيانات تكتسب أهمية قصوى . والتقينات الرئيسية لاختيار الطريقة المناسبة تعرف باختبارات جذور الوحدة .

والجزء التالي من هذه الورقة يتناول القضايا الرئيسية التي أبرزت من قبل النظرية عن جذور الوحدة . ويعالج الجزء الثالث النظرية المرتبطة بعملية الدمج المشترك . ويتناول الجزء الأخير النتائج والاستنتاجات .

1.5 جذور الوحدة :

1.1.5 تعريف :

يأتي مفهوم جذور الوحدة من نظرية عمليات السلاسل الزمنية . ومن أجل توضيح التعريف افرض أن السلسلة تتولد بواسطة عملية « الانحدار الذاتي » من ترتيب P :

$$A(B)y_t = u_t \quad (6\text{-}5)$$

حيث A(B) عبارة عن تعدد الجوانب للمشغل الخلفي B و U هي عبارة عن الضجيج الأبيض . فإذا كانت الجذور المميزة للمعادلة AB=0 خارج دائرة الوحدة ، فإن العملية ستكون ثابتة أو مستقرة . وعليه ، فإنه إذا كانت الجذور على دائرة الوحدة أو بداخلها ، فإن العملية غير ثابتة . وفي الحقيقة فإن العملية المحددة في (6) لها جذر وحدة إذا كانت A(1)=0 .

ويتبع من المعادلة (3) أن السلسلة Y_t لها جذر وحدة . وتصبح هذه أكثر وضوحاً إذا ما أعدنا كتابة معادلة (3) كما يلي :

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + u_t \quad (7\text{-}5)$$

حيث A(1)=0 . وفي هذه الحالة ، يوصف المتغير y بأنه مدمج بترتيب 1 ويسمى بمتغير I(1) . ويشير ترتيب الدمج إلى عدد المرات التي تحتاج السلسلة لاختلافها حتى تكون ثابتة أو مستقرة .

ومع إعطاء أهمية قرار أن تكون السلسلة FS أو DS ، فإن الجزء التالي سيعالج قضايا اختبار جذور الوحدة .

2.1.5 اختبار جذور الوحدة :

إن أكثر الاختبارات شعبية لجذور الوحدة يعزى إلى فولر (Fuller) 1976 وإلى ديكي

(Dickey) وفولر في عام 1979 . وقد عرفت هذه الاختبارات باختبارات DF . ومن أجل عرض أفضل لهذا الاختبار والاختبارات الأخرى لجذور الوحدة يستعمل نموذج الانحدار التالي :

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + u_t \quad (8\text{-}5)$$

أو كبديل له بعد طرح Y_{t-1} من جانبي المعادلة (8) :

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1) y_{t-1} + u_t \quad (9\text{-}5)$$

حيث U عبارة عن حد خطأ الضجيج الأبيض . ويمكن أن يستخدم هيكل الانحدار هذا لإيجاد إن كانت العملية DS أو TS . فإذا كان $p = 1$ و $\beta = 0$ ، فإن العملية هي DS . وفي حالة ما إذا كانت القيمة المطلقة لـ p أقل من الواحد ، فإن العملية تميل إلى الثبات .

وهناك مشكلة أخرى تظهر في حالة أن $(p = 1)$ حيث أن توزيعات الاختبارات التقليدية t و F لن يكون لها المميزات العادية . ففي ظل فرضيات العدم لجذور الوحدة ، فإنه لا يمكن التعبير عن هذه التوزيعات بشكل تحليلي ويجب أن تقوم من خلال طرق عددية مثل محاكاة مونتي كارلو (Monte Carlo Simulation) ، وعلاوة على ذلك فإن تقدير قيمة p في معادلة مثل معادلة (8) سيكون متحيزاً إلى الأسفل .

ويمكن إجراء اختبار DF لجذور الوحدة باختبار فرضية $(P^* = p\text{-}1 = O)$ في المعادلة (9). . والاختبار الإحصائي المناسب سوف يكون :

$$\tau = \frac{\rho^*}{\sqrt{est.var(\rho^*)}} \quad (10\text{-}5)$$

وكما يمكن مشاهدته فإن الاختبار الإحصائي محتسب بالطريقة نفسها تماماً كما في اختبار t التقليدي . فترفض فرضية العدم $(H_0 : P = I)$ أو $(P^* = O)$ ، على قاعدة اختبار t لذيل ــ واحد ، إذا كانت $t_c \geqslant t$ حيث تمثل t_c القيمة الحرجة . والقيم الحرجة لهذه الاختبارات مختلفة عن القيم الحرجة لاختبار $- t$ التقليدي .

وهناك اختبار آخر لجذر الوحدة يمكن أن يستند مباشرة إلى المعامل المقدر p^*

$$Z = T \hat{\rho}^* = T(\hat{\rho} - 1) \quad (11\text{-}5)$$

ويمكن إيجاد أو الحصول على القيم الحرجة للاختبارين المذكورين أعلاه من ديكي

(Dickey) وفولر (Fuller) 1981 ومن كثير من الكتب التدريسية الحديثة للاقتصاد القياسي .
والاختبار الإحصائي للفرضية المشتركة $(B_0{:}B=O, \rho=1)$ هو اختبار F التقليدي :

$$(12\text{-}5) \quad F^* = \frac{(RSS_r - RSS_u)/J}{RSS_u/df}$$

وتمثل الرموز السفلية r و U النماذج المقيدة و غير المقيدة ، والنماذج المقيدة هي النماذج التي تتقيد بأخذ قيمها في ظل فرضيات العدم ، وأخيراً يمثل J عدد التقييدات في ظل فرضية العدم ويمثل df عدد درجات الحرية (وفي هذه الحالة T=3) . ومرة أخرى هنا ، فإن القيم الحرجة هي أعلى من اختبار F(J,df) التقليدي . ويمكن الحصول على القيم الحرجة من (Dickey) و (Fuller) 1981 ، ومن العديد من المراجع الأخرى .
وتعتمد القيم الحرجة لاختبارات DF على عدد ونوع الارتدادات المتضمنة في معادلة الانحدار . وعموماً هناك ثلاث ميزات أو خصائص متبناة لإدارة اختبارات DF :

$$(13\text{-}5) \quad \Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + u_t$$

$$(14\text{-}5) \quad \Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + u_t$$

$$(15\text{-}5) \quad \Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t$$

الانحدار الأول له حد ثابت واتجاه ، والانحدار الثاني له حد ثابت ولكن بدون اتجاه ، أما الانحدار الثالث فليس له حد ثابت ولا اتجاه . والاختبارات الإحصائية المشتقة من هذه الانحدارات لاختبار جذور الوحدة تسمى $\tau_{nc}\tau_{ct}$ و τ_c على الترتيب .

وبالرغم من الخواص المذكورة أعلاه ، فإنه من الجائز تضمين ارتدادات غير عشوائية أخرى مثل متغيرات وهمية موسمية ، طالما أن تضمينها لن يؤثر على توزيع الاختبار الإحصائي . كما يمكن أيضاً تضمين قوة الزمن بحيث أن السلسلة تكون ثابتة حول اتجاه تربيعي أو ثنائي . ومع ذلك ، فإنه في هذه الحالة ستكون التوزيعات المقاربة للاختبار الإحصائي مختلفة .

وقد اقترح أسلوب آخر لاختبار جذور الوحدة من قبل فيليبس Philips (1987) ومن قبل فيليبس وبيرون (Perron) في عام (1988) . وهذا الأسلوب ليس بارومتريا (nonparometric) بمعنى أنه لا يستند إلى توزيع بارومتري (Parometric) لحد الخطأ . وبالرغم من المزايا العديدة لهذا النوع من الاختبارات إلا أنه لا يبدو أن لها امتيازات جيدة في ظل

فرضيات العدم . ونصح الكثيرون بعدم الاستناد إليها كثيراً .[100]

ويجب أن يقال أن اختبارات DF ليست خالية من المشاكل تماماً ، بل أن لها عوائق قليلة ، أولها ، أن معظم اختبارات جذور الوحدة ترتكز على فرضية أن حدود الخطأ ليست مترابطة بشكل جدي أو جوهري . وإذا ما كان للأخطاء ارتباط ذاتي ، فإنه يجب تعديل اختبارات DF . وبشكل عام ، إذا كانت حدود الخطأ مشتقة بواسطة عملية AR(P) ، فإنه يجب إنجاز الاختبار باستخدام الانحدار التالي :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \rho_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (16\text{-}5)$$

إن اختبار DF المنجز في هذا السياق يدعى باختبار ديكي ــ فولر المدمج (ADF) . والقيم الحرجة في هذه الحالة متوفرة في المراجع المحددة آنفاً نفسها . وهذه المواصفات للاختبار يمكن أن تتناسب أو تتلاءم مع الحالة حيث حد الخطأ فيها له محتوى (MA) . وقد استنتج سشوارت (Schwart) في عام 1989 بأنه من أجل أن يكون محتوى MA واسعاً جداً ، فإن تقريب AR سيكون ضعيفاً جداً ما لم تكن ρ واسعة أو كبيرة ، لذلك فإنه ينصح بعدم استخدام الانحدارات الذاتية الطويلة في المعادلة (16) حيث أن ذلك سيسبب تحيزاً في تقدير ρ باتجاه الواحد ، وبالتالي باتجاه فرضية العدم لجذور الوحدة .[101]

والمشكلة الثانية التي تواجه اختبارات جذور الوحدة هي في حالة السلسلة المعدلة موسمياً . وفي هذه الحالة فإن هذه الاختبارات يمكن أن تكون متحيزة بشدة ضد رفض فرضية جذر الوحدة ، والحل الأوحد سيكون باستخدام البيانات السنوية فقط .

وتظهر مشكلة أخرى عندما تكون السلسلة تحت الدراسة غير مستقرة لكل فترة العينة . ويحدث ذلك على وجه الخصوص عندما يكون هناك فاصل تصحيحي في السلسلة . وفي هذه الحالة أيضاً سيكون الاختبار متحيزاً ضد رفض فرضية العدم لجذر الوحدة . وفي عام 1989 اقترح بيرون (Perron) اختبارات وأعطى لها قيماً حرجة ، وذلك لسلاسل تحتوي على فاصل تصحيحي .

وآخر مشكلة لاختبارات جذر الوحدة هي التي تتعلق بقدرتها على رفض فرضية العدم عندما يكون ذلك غير صحيح ، بمعنى قوة الاختبار . فقد وجد بأن كثيراً من المتغيرات الاقتصادية لها جذور وحدة . وتعزى هذه النتيجة إلى ضعف هذه الاختبارات مقابل

---

(100) انظر على سبيل المثال ، ديفيدسون وماكينون (1993:712-713) ، لمزيد من المناقشات لهذه الاختبارات .

(101) تعزى هذه النتيجة إلى كوي (Choi) كما وضعت في مادالا (Maddala) 1992 .

اختبارات إحصائية بديلة . وقد ناقش مادالا (Maddala) في عام 1992 حالات تكون فيها قوة هذه الاختبارات أقل من اختبارات أخرى.[102] كما حاول مؤلفون آخرون اشتقاق اختبارات أكثر قوة عندما يكون الثبات مفروضاً كفرضية العدم وجذر الوحدة كبديل.[103]

وبشكل إجمالي ، فإن الاختبار لجذور الوحدة مرتبط بمصاعب ومشاكل عديدة . حيث أن قبول فرضية العدم لجذر الوحدة لا يعني بالضرورة أن ذلك حقيقة . وهذا يشير إلى الحاجة إلى تمييز السلسلة قبل استعمالها . وقد تم تصوير عدم اليقين المرتبط باختبارات جذور الوحدة من خلال الاقتباسات المعدة من قبل ديفيدسون (Davidson) وماكينون (Mackinnon) في عام 1993 .

« وهذا يشير ، إلى أنه إذا أراد المرء أن يبني نماذج انحدار تعرض سلاسل زمنية قد يكون لها جذور وحدة أو لا يكون ، فإنه يجب أن لا يستخدم استراتيجية تعمل فقط إذا كانت إما I(O) أو I(1) » .

(ديفيدسون وماكينون ، صفحة 715)

2.5 الدمج المشترك :

كما نوقش في الجزء الأول ، فإن التمييز هو الوقاية من احتمال الحصول على انحدار زائف أو وهمي . لذلك فإن تمييز البيانات يأتي على حساب حجب العلاقة بعيدة المدى بين مختلف المتغيرات المستخدمة . ولمشاهدة ذلك ، فإننا سنتبنى المثال التالي من جريفنش (Griffiths et al وآخرون ، 1993 . دع السلسلة Y_t والسلسلة X_t مرتبطتين من خلال العلاقة التالية :

$$(17\text{-}5) \quad y_t = \alpha + \beta x_t + \gamma x_{t-1} + \delta y_{t-1} + u_t$$

وسيعطى حل حالة التوازن الثابت من خلال :

$$(18\text{-}5) \quad y^* = \frac{\alpha}{1-\delta} + \frac{\beta+\gamma}{1-\delta} x^*$$

(102) انظر مادالا (1992) :587-584 .

(103) للمزيد من المراجع عن هذه الاختبارات انظر على سبيل المثال : مادالا (1992) وليبورن (Leybourne) وماككاب (McCabe)1994 .

وإذا ما تم اتباع صيغة أو شكل التمييز فإن :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \gamma \Delta x_{t-1} + \delta \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (19-5)$$

وجميع حالات التمييز الثابتة ستكون صفراً ولن يكون هناك حل.[104]

ولتجنب التعامل بشكل خاص مع السلاسل المميزة، فقد تأمل الكثيرون بفكرة استعمال خليط من السلاسل الزمنية الثابتة وغير الثابتة. وقد سميت النماذج التي خلطت بين النوعين من السلاسل بنماذج تصحيح الخطأ (ECM). وقد أثبت هذا المنهج أو هذا الأسلوب بأنه أداة قوية، بالرغم من أن أسسه الإحصائية لا زالت ضعيفة. وقد أعطت نظرية الدمج المشترك أساساً راسخاً أو أرضية صلبة لنماذج تصحيح الخطأ (ECM)، وأنشأت رباطاً بين عدم الثبات وبين فكرة التوازن بعيد المدى.

1.2.5 تعريف :

لقد قدمت نظرية الدمج في البداية من قبل جرانجر (Granger) 1981، ثم طورت وتوسعت من قبل جرانجر وويس (Weiss) في عام 1983 ومن قبل انجل (Engle) وجرانجر في عام 1987.

ففي ورقته الوليدة، ميز جرانجر في عام 1981، الوضع عندما لم يكن الانحدار لاثنتين I(1) من السلاسل زائفاً. ففي الواقع، إذا ما تم دمج سلسلتين I(1) تتقاسمان الاتجاه العشوائي العام، فإن انحدار أحدهما على الآخر لن يكون له معنى. وبشكل عام فإنه إذا كان لدينا سلسلتان X_t. و Y_t مدمجتان بترتيب d_1 و d_2 على الترتيب، فإن التوحيد الخطي لهاتين السلسلتين سوف يكون مُدمَجاً بحد أقصى بترتيبين من التوحيد. وعلى أي حال فإنه استثناء من هذه القاعدة تعرف عملية الدمج المشترك. وبشكل أكثر رسمية، فإن السلسلتين X_t و Y_t مدمجتان إذا كان هناك توحيد خطي للسلسلة الأخيرة التي هي I(O) ولها متوسط يساوي صفر.

$$\epsilon_t = y_t - \beta x_t \quad (20-5)$$

حيث : $\epsilon_t \sim (0, \sigma^2)$.

(104) جريفش (Griffiths) وآخرون : 700.

وبمعنى آخر فإن السلسلتين المدمجتين تتبعان علاقة مستقرة طويلة الأمد ، بمعنى أنه بالرغم من أنهما متجهتان بشكل منفرد ، إلا أن الفرق بينهما ليس موجهاً وله متوسط صفر .
ويمكن كتابة معادلة (20) كما يلي :

$$(21\text{-}5) \quad y_t = \beta x_t + \epsilon_t$$

وتدعى المعادلة (21) بانحدار الدمج المشترك ، كما يدعى $(1, -\beta)'$ بموجه الدمج .

إن تعريف الدمج المشترك المذكور أعلاه يمكن تعميمه لموجة المتغيرات Y_t ولترتيب أعلى من الدمج . ويمكن أن يقال بأن مضمون هذه الموجة هو دمج لترتيب d ، b ويشار إليه $Y_t \sim CI(d,b)$ وذلك إذا :

(أ) كانت جميع مضامين أو مكونات Y_t هي $I(d)$.
(ب) توفر موجه α مثل : $\epsilon_t = a^1 Y_t \sim I(d-b)$.

وأحد مضامين التعريفات المذكورة أعلاه هو أن اثنين أو أكثر من المتغيرات الموحدة لترتيبات مختلفة لا يمكن إدماجها .

2.2.5 مضامين الدمج المشترك لنماذج الاقتصاد القياسي :

ظهرت العديد من المضامين والمصاعب الحديثة الوثيقة الصلة بموضوع النمذجة الاقتصادية القياسية . وذلك من خلال مفهوم الدمج المشترك . وسنعمل لاحقاً على تسليط الأضواء على بعض من أهم هذه المضامين .

3.2.5 نظرية تمثيل جرانجر (Granger) :

إن من أهم نتائج نظرية الدمج هي نظرية تمثيل جرانجر (GRT) ، والتي اقترحت بواسطة انجل (Engle) وجرانجر (1987) . فقد بيّنا في دراستهما الوليدة أن السلسلة المدمجة لها تمثيل لتصحيح الخطأ ولكن بشكل معاكس ، والسلاسل المتولدة بواسطة نموذج تصحيح الخطأ (ECM) يجب أن تدمج معاً . وهناك مضامين أخرى ذات أهمية في النظرية .

نظرية GRT

دع X_t عبارة عن موجه NX1 مكوناته هي $I(1)$. ويتبع ذلك أنه سيكون هناك دائماً تمثيل وولد (Wold) متعدد الأعداد :

$$(1-B)x_t = C(B)\epsilon_t \quad (22\text{-}5)$$

حيث $C(O)=I_N$ وإن الأخطاء هي بالمتوسط صفر أبيض الضجيج ، مثل :

$$E(\epsilon_t \epsilon_s') = 0, \quad t \neq s,$$
$$E(\epsilon_t \epsilon_s') = G, \quad t = s$$

ويمكن تبيان أن $C(B)$ متعدد الجوانب يمكن التعبير عنها كما يلي :

$$C(B) = C(1) + (1-B)C^*(B) \quad (23\text{-}5)$$

وعلاوة على ذلك ، افرض أن Xt مدمجة مع $b=1, d=1$ ومع ترتيب مدمج ، وبالتالي فإن :

1- $C(1)$ هي ترتيب $(N-r)$.

2- يتوفر هناك موجه تمثيل ARMA .

$$A(B)x_t = d(B)\epsilon_t \quad (24\text{-}5)$$

مع خاصية أن $A(1)$ لها ترتيب r وأن $d(B)$ إبطاء مدرج متعدد الحدود مع $d(1)$ محدود و $I_N = A(0)$. وعندما يكون $d(B)=1$ فإن هذا هو موجه انحدار ذاتي .

وبمعنى آخر ، فإن النتيجة (2) لهذه النظرية تحدد أنه إذا كان الموجه مدمجاً فإن له تمثيل ARMA وتمثيل VAR مقيد .

3- هناك مصفوفات ترتب Y,α,NXr وبترتيب r مثل :.

$$\alpha' C(1) = 0$$
$$C(1)\gamma = 0,$$
$$A(1) = \gamma\alpha'.$$

4- كما أن هناك تمثيل تصحيح الخطأ مع $Z_t = \acute{a}Xt$ ، وموجه rx1 لمتغيرات عشوائية مستقرة :

$$A^*(B)(1-B)x_t = -\gamma z_{t-1} + d(B)\epsilon_t \quad (25\text{-}5)$$

مع $A^*(O) = IN.$

المعادلة (25) هي تمثيل لنموذج تصحيح الخطأ (ECM) . لاحظ أنها تحتوي فقط على متغيرات مستقرة وبالتالي فإن تقنية المربعات الصغرى العادية سوق تطبق .

5- يعطى موجه z من خلال :

$$z_t = K(B)\epsilon_t,$$
$$(1 - B)z_t = -\alpha' \gamma z_{t-1} + d(B)\epsilon_t$$

حيث أن K(B) هي مصفوفة بترتيب rxN لإبطاء متعدد الأبعاد أعطي من خلال $\acute{\alpha}C^*(B)$ مع جميع عناصر (K)I المحدودة بترتيب r و det ($\acute{\alpha}$Y)>O .

6- إذا كان تمثيل VAR المحدود ممكناً أو محتملاً ، فإنه سيكون لها الصيغة أو الشكل المذكور في معادلتي (24) و (25) أعلاه ، مع d(B) = 1 وكل من A(B) و $A^*(B)$ كمصفوفات متعددة الجوانب .

إن مضامين نظرية النمذجة الاقتصادية المذكورة أعلاه بعيدة الوصول إليها . فهي أولاً تحدد شروطاً حيث نماذج تصحيح الخطأ (ECM) محصنة من مشاكل الانحدار الزائف . ومن أجل حدوث ذلك ، فإن تمثيل ECM يجب أن يحتوي على مجموعة قواعد اقتصادية من أجل ECM's تجريبية ناجحة .

وثانياً ، إنها تزود بإطار تندمج فيه علاقات التوازن بعيدة المدى مع الديناميكية قصيرة الأمد ، حيث يسمح للنظام بالحركة من مساره المتوازن على المدى البعيد . وفي الحقيقة ، فإن المعادلة (25) تجسد التصحيح قصير المدى أو المدى الذي تنحرف فيه البيانات الحقيقية من التوازن بواسطة YZ_{t-1} وتقاد بواسطة العلاقة بعيدة المدى $\acute{\alpha}X_t$.

لقد كان للدمج والأدبيات الاقتصادية عن المتغيرات المدمجة أثر كبير على إجراءات التقدير . وسيعالج الجزء التالي الأوجه الفردية أو الخاصة بتقدير الموجهات المدمجة .

4.2.5 تقدير موجه المدمج المشترك :

طرحت قضية أخرى بواسطة نظرية الدمج المشترك وهي كيف يمكن تقدير موجه الدمج المشترك؟ ولمشاهدة القضية المتعلقة بتقدير موجه الدمج ، افترض أن (X_t, Y_t) هي CI(1,1) ، وأن انحدار الدمج يعطى بواسطة :

$$(26\text{-}5) \quad y_t = \beta x_t + \epsilon_t$$

ومنذ اللمحة الأولى ، يبدو استخدام معادلة المربعات الصغرى العادية بشكل مباشر . ومع ذلك ، فإن هناك مشكلتين تختمران في الذهن .[105] الأولى ، باتباع عمل جرانجر ونيوبولد (Newbold) ,1974 ، فإن انحدار سلسلة I(1) على سلسلة أخرى I(1) قد يتمخض عن ارتباط

---

(105) انظر : ديفيدسون وماكينون (مرجع سبق ذكره) ,Davidson and Mackinnon: 717 .

زائف . وفي الجانب الآخر ، فما دام (X_t,Y_t) مدمجين ، فإنهما يتحددان بشكل مشترك . وعليه فإنه من المحتمل جداً أن يكون حد الخطأ في معادلة (26) غير مستقل عن Xt مما يقود عدم اتساق تقدير طريقة المربعات الصغرى لـ β .

وعلى أية حال ، فإن هذه المشاكل هي أقل حدة أو جدية مما تبدو . فبالنسبة للمشكلة الأولى ، فإن وجود دمج بين المتغيرات يخلق حدوداً تهيمن على عوامل قد تؤدي إلى أن يكون الانحدار زائفاً .[106] وفي الحقيقة ، يمكن اعتبار الدمج المشترك كاختبار مسبق (أو قبلي) لتجنب الانحدارات الزائفة . وبالنسبة للمشكلة الثانية ، فقد بين ستوك (Stock) في عام 1987 ، وفيليبس (phillips) في عام 1987 وآخرون ، أن مقدر β بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) ليس متسقاً فحسب ، بل هو « متسق بشكل ممتاز » بحيث أنه متقارب مع المعامل الحقيقي بمعدل $O_p(T^{-1})$ أسرع من المعتاد $O_p(T^{-1/2})$. وعلى أية حال ، يقابل ذلك الاتساق الممتاز تحيز العينة الصغيرة لمقدر (OLS) . كما يبين بانيرجي وآخرون (Banerjee et al.) في عام 1986 ، أن تحيز العينة الكبيرة المحدودة قد ينتج عند تقدير معادلة ساكنة مثل (26) . وقد أظهروا في حالات بسيطة ومؤكدة أن هذا التحيز مرتبط بشكل معكوس بمعامل تحديد الانحدار R^2 .

1.4.2.5 إجراء انجل (Engle) وجرانجر (Granger) لتقدير من خطوتين :

استناداً إلى مفهوم الاتساق الممتاز ، فقد اقترح انجل وجرانجر في عام 1987 إجراء تقدير من مرحلتين . في المرحلة الأولى تقدير حالة (26) باستخدام (OLS) . وبالتالي فإن افتراضات الدمج تختبر باستخدام اختبارات DF للبواقي من الانحدار المذكور أعلاه . وفي المرحلة الثانية ، بعد قبول افتراضات الدمج ، فإن البواقي من حالة الانحدار متضمنة في نموذج عام لتصحيح الخطأ (ECM) . إن تقدير المرحلة ECM سينتج عنه تقديرات متسقة لأخطاء قياسية حقيقية .

ومع ذلك ، فلإجراء انجل وجرانجر مشاكل مؤكدة ، ليس أقل منها ، تحيز العينة الصغيرة لـ β كما عرضت من قِبَل بانيرجي ورفاقه في عام 1986 . والانزعاج الآخر من إجراء الخطوتين هو أن توزيع β يعتمد على معامل مصدر الإزعاج الذي يتغير مع نوع الانحدارات المتضمنة في معادلة مثل (26) . ويتبع ذلك ، أن القيم الحرجة لكل وضع يجب أن تحتسب .

وقد اقترح أسلوب تقديري آخر بواسطة انجل ويو (Yoo) في عام 1991 ، عرف

---

(106) انظر : ديفيدسون وماكينون (مرجع سبق ذكره) Davidson and Mackinnon, .

بأسلوب الخطوات ـــ الثلاث . كما قام مؤلفون آخرون بينهم جوهانسين (Johansen) وفيليبس (Phillips) باقتراح طرق متعددة لنظام متكامل للتقدير .

2.4.2.5 إجراء إنجل ويو لتقدير من ثلاث خطوات :

إن المقصود بهذا الإجراء هو حل مشكلتي الإجراء السابق (تقدير الخطوتين) وهما :

(أ) عدم كفاءة تقديرات الانحدار المدمج (ب) أن توزيع هذه المعاملات ليس طبيعياً كما لا يمكن رسم الاستعلامات عنها .

ويمكن وصف أسلوب تقدير ثلاث الخطوات كما يلي :

أولاً : تقدير الانحدار المدمج الساكن على شكل :

$$(27\text{-}5) \quad y_t = \beta x_t + \epsilon_t$$

ثانيـاً : تقدير المعادلة المتحركة التالية بواسطة فرض القيود البعيدة المدى :

$$(28\text{-}5) \quad \phi(B)(1-B)y_t = \rho\hat{\epsilon}_{t-1} + \theta(B)\Delta x_t + u_t$$

ثالثـاً : والخطوة الثالثة هي إنجاز الانحدار التالي :

$$(29\text{-}5) \quad \hat{u}_t = \delta(-\hat{\rho}y_t) + v_t$$

والهدف من الخطوة الثالثة هو تزويد اتصال لتقديرات المعامل للمرحلة الأولى بحيث يجعلها مقاربة وأكثر كفاءة ولإعطاء أخطاء قياسية صحيحة لموجه الدمج .

إن تصحيح تقدير β في الخطوة الأولى يعطى بواسطة :

$$(30\text{-}5) \quad \beta^3 = \beta^1 + \delta$$

حيث أن الأخطاء القياسية الصحيحة لـ β^3 معطاة بواسطة الأخطاء القياسية لـ δ في المرحلة الثالثة .[107]

3.4.2.5 إجراء جوهانسين للتقدير :

إن واحداً من أكبر العوائق الأساسية لأساليب التقدير المذكورة آنفاً هو أنها تفترض ضمنياً أن موجه الدمج وحيد . ورغم أن ذلك صحيح لحالة التغير الثنائي (N = 2) ، ولكنه لم

---

(107) تم اقتباس هذا الوصف لطريقة انجل ويو (1991) من قبل كاثبرتسون وآخرون (Cuthbertson et, al) 1992, .

يعد صحيحاً عندما تكون (N>2) . وفي الحالة العامة لمتغيرات [NI(1)] ، فإنها قد تبقى حتى (N – 1) من الموجهات المدمجة .

وقد اقترح جوهانسين في عام 1988 أسلوب تقدير الاحتمال الأعظم لموجهات مدمجة مختلفة . وتبدأ طريقة جوهانسين بتجسيد موجه (Nx1) ، X_t كتباين [VAR(K)] مقيد في مستوى الحدود .

$$x_t = \pi_1 x_{t-1} + \pi_2 x_{t-2} + \dots + \pi_k x_{t-k} + u_t \qquad (31\text{-}5)$$

حيث أن (π_i) هي مصفوفات (NXN) ،U_t هو موجه (NX1) بمتوسط قدرة صفر وتغاير المصفوفة Ω .

وحسب المعادلة (31) فإن المصفوفة المدمجة تعطى من خلال :

$$\pi = I - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_k \qquad (32\text{-}5)$$

ويمكن التعبير عن معادلة (31) كما يلي :

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Gamma_k x_{t-k} + u_t \qquad (33\text{-}5)$$

حيث أن $[\Gamma_L = -1 + \pi_1 + \dots \pi_{i=1\dots K}]$ وبالتالي فإن المصفوفة المدمجة π يمكن تمييزها بـ (Γ_K) سالبة .

إذا كان X_t هو موجه متغيرات I(1) ، فإن جميع حدود المعادلة (33) أصفار ، باستثناء ($\Gamma_K X_{t-K}$) ، وبالتالي ، فإنه حتى يكون للمعادلة (33) معنى ، فإن ($\Gamma_K X_{t-K}$) يجب أن تكون I(0) . وحتى يحدث ذلك فإنه إما أن تكون Γ_K مصفوفة أصفار أو أن X تحتوي على عدد من الموجهات المدمجة . إن عدد الموجهات المدمجة (الواضحة) تعطى بواسطة ترتيب الـπ (أو Γ_K) .

افترض مصفوفة β(NXr) مثل :

$$\beta' x_{t-k} \sim I(0) \qquad (34\text{-}5)$$

صفوف β من الموجهات المدمجة لـ X_{t-K} وبالتالي لـ X_t .

والآن حدد مصفوفة أخرى α (NXr) مثل :

$$\pi = -\Gamma_k = \alpha\beta' \quad (35\text{-}5)$$

ومع إعطاء (35) فإنه يمكن إعادة كتابة معادلة (33) كما يلي :

$$\Delta x_t + \alpha\beta' x_{t-k} = \Gamma_1 x_{t-1} + \Gamma_2 x_{t-2} + \ldots + \Gamma_{k-1}\Delta x_{t-k+1} + u_t \quad (36\text{-}5)$$

ودالة الاحتمال لهذا النظام نسبية إلى :

$$L(\alpha, \beta, \Gamma_1, + \ldots + \Gamma_{k-1}, \Omega) = |\Omega|^{-T/2} \exp\{-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(u_t'\Omega^{-1}u_t\} \quad (37\text{-}5)$$

وتقترح طريقة جوهانسين إجراء انحدار Δxt و X_{t-K} على الاختلافات . وبالتالي يمكن كتابة معادلة (36) كما يلي :

$$R_{ot} + \alpha\beta' R_{kt} = u_t \quad (38\text{-}5)$$

وبالتالي فإن دالة الاحتمال المركز المقابلة للمعادلة (37) تصبح نسبية إلى :

$$L(\alpha, \beta, \Omega) = |\Omega|^{-T/2} \exp\{-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(R_{ot} + \alpha\beta' R_{kt})\} \quad (39\text{-}5)$$

ويمكن إظهار أن تعظيم دالة الاحتمال قد يخفض إلى الحد الأدنى :

$$F = |S_{oo} - S_{ok}\beta(\beta' S_{kk}\beta)^{-1}\beta' S_{ko}| \quad (40\text{-}5)$$

حيث أن :

$$S_{ij} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} R_{it}R_{jt}', \qquad i, j = 0, k \quad (41\text{-}5)$$

ويمكن تبيان أيضاً أن معادلة (40) هي في حدها الأدنى عندما تكون الكمية التالية في حدها الأدنى :

$$|\beta' S_{kk}\beta - \beta' S_{ko}S_{oo}^{-1}S_{ok}\beta| \, / \, |\beta' S_{kk}\beta| \quad (42\text{-}5)$$

والآن عرف المصفوفة D التي تتكون من القيم الذاتية (eigen) المرتبة $\lambda_p<\ldots<\lambda$ لـ $S_{OK}S^{-100}S_{KO}$ فيما يتعلق بـ S_{KK} بحيث أن λ_i تفي بـ :

$$(43\text{-}5) \qquad |\lambda S_{kk} - S_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok}| = 0$$

مصفوفة الموجهات الذاتية (eigen) المقابلة E تعطى بالتالي من خلال :

$$(44\text{-}5) \qquad S_{kk} E D = S_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok} E$$

حيث سويت E أو طبعت بحيث تكون :

$$(45\text{-}5) \qquad E' S_{kk} E = I$$

مقدر الإمكان الأعظم لـ β يعطى من خلال أو بواسطة الصفوف الأولى (r) من (E) ، تلك هي الموجهات (eigen) لـ $S_{OK}S^{-1}{}_{OO}S_{KO}$ **بالنسبة إلى** S_{KK} .

وتستخدم قيم إيجن (eigen) المقابلة لاختبار إما وجود موجه الدمج المشترك أو عدد الموجهات المدمجة . وسيتم شرح هذا الاختبار في الجزء اللاحق .

5.2.5 اختبار الدمج المشترك :

من أكثر اختبارات الدمج المشترك شهرة ذلك المقترح من قبل انجل وجرانجر في عام (1987) . والفكرة مباشرة ويمكن تناولها كما يلي : إذا كانت Y_t و X_t مدمجتين ، فإن الخطأ التوازني U_t يحدد كما يلي :

$$(46\text{-}5) \qquad u_t = y_t - \beta x_t$$

يجب أن تكون I(o) . كذلك ، إذا كانت Y_t و X_t غير مدمجتين ، فإن U_t يجب أن تكون I(1) . لذلك ، فإن المرء يمكنه أن يقوم باختبار على U_t ليختبر فرضية العدم بانتفاء وجود الدمج المشترك مقابل البديل بوجود الدمج المشترك .

وإذا كان Yt و Xt غير مدمجين بشكل مشترك ، فإن $\bar{U}_t$ يجب أن يكون له جذر وحدة . لذلك فإن الاختبارات القياسية لجذر الوحدة يمكن استخدامها لموجه البواقي $\bar{U}_t$. وأطلق على هذه الاختبارات ، اختبارات الدمج المشترك على أساس الباقي .

والطريقة المبسطة لإدارة هذا الاختبار هي طريقة انجل ــ جرانجر أو اختبار EG . وتبدأ هذه الطريقة أو هذا الاختبار بتقدير انحدار الدمج المشترك ثم استعمال الانحدار التالي :

$$(47\text{-}5) \qquad \Delta \hat{u}_t = (\alpha - 1)\hat{u}_{t-1} + v_t$$

لاحتساب اختبار DF .

وبالنمط نفسه كما في ADF ، يمكن أن يؤدي اختبار AEG بتضمين إبطاءات عدة لـ $\Delta \hat{u}_t$ من أجل تقليل خطر الارتباط المتسلسل .

إنه لمن المهم جداً التحديدُ بدقة حقيقة أن التوزيعات المقارنة للاختبارات الإحصائية للدمج المشترك المستندة على الباقي ، هي ليست مشابهة لتلك الاختبارات القياسية لجذر الوحدة .

وتعتمد القيم الحرجة لهذه الاختبارات في الأساس على عدد المتغيرات I(1) على الجانب الأيمن من معادلة انحدار الدمج المشترك . وعلى طبيعة الانحدارات غير العشوائية في هذا الانحدار . والعديد من المؤلفين مثل انجل وجرانجر (1987) ، وفيليبس واولاريس (Olaris) قد أعدوا وطبعوا القيم الحرجة لهذه الاختبارات . كما أعطى كل من ديفيدسون (Davidson) وماكينون (Mackinon) 1993 قيماً حرجة مقارنة أكثر دقة للإحصاءات Zctt,Zct,Zc,Tctt,Tct,Tc ، لاتجاهات مختلفة من موجهات الدمج المشترك .[108]

الاختبارات غير البارومترية المعدة من قبل فيلبس وأولاراس يمكن استعمالها في هذه الحالة وهناك اختبار آخر يستند إلى إحصاء داربن ــ واتسون اقترح بواسطة سارجان (Sargan) وبهارجافا (Bhargava) في عام 1993 ، استخدم أيضاً لاختبار الدمج المشترك . وخطوات هذا الأسلوب والاختبار هي كما يلي :

أولاً : تقدير انحدار الدمج المشترك والحصول على بواقي OLS .

ثانياً : احتساب إحصاء DW لاختبار الفرضية (p = 1) في المعادلة التالية :

$$(48\text{-}5) \quad \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + e_t$$

الدمج المشترك سوف يعني أن $p<1$. وفرضة العدم $H_0{:}p=0$ تعني أن إحصائية « انحدار الدمج المشترك لداربن واتسون CRDW » تساوي اثنين ، والقيم الحرجة لـ CRDW يمكن الحصول عليها ، على سبيل المثال من هول (Hall) وهنري (Henry) ، 1988 .[109]

إن الأداء النسبي لهذه الاختبارات ليس من السهل تقويمه وإثباته ، وهناك العديد من

---

(108) انظر ديفيدسون وماكينون وآخرون : 722 .

(109) هول (Hall) وهنري (Henry) وآخرون : 63 .

الحالات التي ينتج عنها استدلالات متضاربة . فقد استنتج ، جرانجر ونيوبولد ، 1986 أن القيم الحرجة لاختبار AEG أكثر ثباتاً واستقراراً ولكن اختبار CRDW هو أكثر قوة .

إن اختبارات الدمج المشترك المستندة إلى البواقي عرضة للمشاكل نفسها التي تواجه اختبارات جذر الوحدة ، وهي كما يلي :

ـــ القيم الحرجة للعينة المحدودة لهذه الاختبارات يمكن أن تكون مضللة جداً ، حيث أنها تعتمد على مميزات محددة لعملية خلق البيانات (DGP) .

ـــ هذه الاختبارات بشكل عام لها قدرة منخفضة خصوصاً في حالة البيانات المعدلة موسمياً والسلاسل التي تخضع لوقفات تصحيحية .

وهناك اختبارات أخرى عديدة قد تم اقتراحها . وهناك ميل لاستخدام هذه الاختبارات أكثر من الاختبارات التي وصفت أعلاه . وسنصف منذ الآن بشكل مختصر الاختبار المقترح من قبل جوهانسين (Johansen) 1988, .

لقد وصفنا في الجزء السابق الإجراء المقترح بواسطة جوهانسين لتقدير مصفوفة الدمج المشترك B في المعادلة (36) . وفي الدراسة نفسها اقترح جوهانسين اختباراً ساكناً لنسبة الاحتمال لعدد من الوجهات المميزة للدمج المشترك في المصفوفة β . والاختبار لفرضية أن هناك على الأغلب r من الموجهات للدمج المشترك هو :

$$LR(N-r) = -2\ln(Q) = -T\sum_{i=r+1}^{N}\ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (49\text{-}5)$$

حيث $\hat{\lambda}_{r+1} \ldots \lambda_n$ هي $(N-r)$ أصغر الجذور المميزة المحددة في الجزء الأخير . والفكرة من وراء هذا الاختبار أنه إذا كان موجه التكامل حاسماً فإن الجذور المميزة المقابلة تميل لأن تكون مختلفة عن الصفر . وقد بين جوهانسين أن لهذا الاختبار توزيعاً دقيقاً ـــ ليس توزيعاً كاي تربيع ـــ بقيم حرجة ثابتة أو غير متغيرة لعامل متغير كما في اختبار DF . وعلى أية حال ، فإن اختباره ليس ثابتاً للفرضيات التي يقوم عليها نموذج VAR الموجود بين أيدينا .[110]

ويمكن استخدام إجراء الاختبار نفسه لاختبار التقييدات الخطية على معالم الدمج المشترك مثل تخفيض عدد موجهات الدمج المشترك المستقلة . وقد ناقش كاثبر تسون وآخرون هذه القضية كما أعطوا أمثلة تنويرية عليها .

---

(110) انظر كاثبرتسون وآخرون (Cuthbertson et al) 148:1992 .

6.2.5 سمورجاسبورد (Smorgasbord) ومزيد من التطبيقات على الدمج المشترك :

في هذا الجزء سنعطي قائمة بعدد من أشهر التطبيقات النظرية والتجريبية على الدمج المشترك .

(أ) إن إثبات الاتساق أو الاتساق الممتاز لتقدير موجه الدمج المشترك لا يعتمد على الانحدارات غير المرتبطة مع حد الخطأ . وهذا يعني أنه يمكن استعمال أي من المتغيرات كمتغير مستقل مع بقاء التقدير متسقاً . ويتبع ذلك أن وجود المتغير المستقل كمحدد لا يثير مشكلة تحيز المعادلة الآنية . ومن جانب آخر ، فإنه حتى لو كان المنحدر مشاهداً مع خطأ ، أعطى أن الخطأ القياسي هو I(O) ، فإن تقدير موجه الدمج المشترك سيكون متسقاً .

(ب) إذا كانت معادلة الانحدار تتضمن بعض المنحدرات المتكاملة ، وإذا كان يمكن كتابة المعادلة بطريقةِ تشير إلى أن جميع المعاملات المعنية تصبح معاملات المتغيرات ثابتة بمتوسط صفر ، فإن مقدرات (OLS) لهذه المعاملات متسقة وإن اختبارات F,T الإحصائية سوف يكون لها توزيعاتها الاعتيادية لعينة كبيرة . وعلى النقيض ، فإنه إذا كانت البارومترات المعنية في المعامل/المعاملات في عملية متكاملة . ولكن لا يمكن كتابتها كمعاملات لمتغيرات ثابتة ، فإن تقدير OLS لهذه المعاملات سوف يكون متسقاً ، ولكن لن يكون للمعامل توزيع معياري أو قياسي والقيم الحرجة التقليدية لا تطبق ولا تستعمل .

ولمشاهدة ذلك ، افترض معادلة الانحدار التالية المستقاة من ديفيدسون (Davidson) وماكينيون (Mackinnon) 1993, .

$$\Delta y_t = z_t\alpha + \beta y_{t-1} + \delta x_{t-1} + \gamma \Delta x_t + u_t \qquad (50\text{-}5)$$

حيث ZT : موجه صفي يتضمن حداً ثابتاً ومتغيرات أخرى I(O) .

Yt : سلسلة I(1) .

Xt : سلسلة I(1) .

Ut : حد خطأ $iiD(O.\sigma^2)$

تتضمن المعادلة أعلاه متغيرات هي I(1) والتي توحي منذ اللمحة الأولى بأن التوزيعات القياسية لن تطبق . وعلى أي حال ، فإذا ما افترض أن Xt و Yt هي مندمجة بشكل مشترك ، فإنه يمكن كتابة β و σ كمعادلات متغير ثابت بمتوسط صفر . وعلى سبيل المثال ، يمكن إعادة كتابة (50) كما يلي :

$$(51\text{-}5)\quad \Delta y_t = z_t\alpha + \beta(y_{t-1} - \lambda x_{t-1}) + \gamma\Delta x_t + u_t$$

كون λ هي الموجه المدمج لـ $(X_t - \gamma_t)$ وكـون $(X_{t-1}\text{-}\lambda X_{t-1})$ بشكـل واضح I(0) مع متوسط صفر . وبالمثل يمكن عمل الشيء نفسه لـ δ بواسطة تطبيـع (إعـادة إلى الـوضـع الطبيعي) الانحدار المدمج بحيث يكون لـ X_{t-1} معامل وحدة .

ويتبع ذلك أن الاستدلالات حول معامـل المعادلـة (50) يمكـن أداؤهـا باستعمـال التوزيعات القياسية المقاربة . وعلى أية حال ، فكما أشير إليه بواسطة ديفيدسون وماكينون ، فإن التوزيع المشترك لـ β و δ في (50) لن يكون له توزيع X^2 المعتاد .

وكما أشير بواسطة ستوك (Stock) وواتسون (Watson) في عام 1991 ، فإن التحليـل السابق يمكن أن يمتد إلى حالة الانحدار التي تتضمن منحدراً ثابتاً ، منحدراً متكاملاً ، وحد خطأً غير مرتبط بشكل متسلسل وغير مرتبط بأي من الحدود . وسيكون لمعامل المتغير الثابت الخواص المعتادة للعينة الكبيرة . وعلى العكس ، فإن المتغير المتكامل سوف يكون له اتساق ممتاز ولكن لن يكون له توزيع قياسي أو معياري ما لم يمكن كتابتهما كمعامل لمتغير ثابت مع متوسط صفر .[111]

(جـ) إذا كانت Y_t, X_t مدمجتين أو متكاملتين بشكل مشترك ولكنهما شوهدتا فقط بمقياس خطأ ، فإن السلسلتين المشاهدتين ستكونان مدمجتين أيضاً بشكل مشترك مع إعطاء أن قياس الأخطاء I(0) .

(د) إذا كانت Y_{t+h}, X_{t+h} مدمجتين بشكـل مشتـرك مع بارومیتـر β ، والتوقـع الأمثـل باستخدام مجموعة المعلومات J_t متضمنا $j>0, Y_{t-j}, X_{t-j}$ ، فإن خطوة h (h – step) تتوقع أن تتمشى مع توقعات $X_t(h)$ و $Y_t(h)$ مع علاقة التـوازن كلمـا كانت h تتجـه نحو اللانهاية $(h \to \infty)$:

$$(52\text{-}5)\quad y_t(h) = \beta x_t(h)$$

وهذا يعني أن التوقعات بعيدة المدى لنظم الدمج المشترك مرتبطة معاً ، وبكلمة أخرى ، فإن علاقات الدمج المشترك ستبقى تماماً كما هي في التوقع بعيد المدى .[112]

---

(111) انظر ستوك (Stock) وواتسون (Watson) 1991: 39-42 .

(112) انظر انجل (Engel) ويو (Yoo) 1987 ، لمناقشة التوقع في نظم الدمج المشترك .

وتجب الإشارة إلى أن النتيجة أعلاه تعتمد على نظام التوقع. وإذا ما كانت التوقعات أحادية المتغير فإن النتيجة أعلاه لن تعود صحيحة أبداً.

وقد اقترح انجل ويو في عام 1987، ثلاث طرق لتوقع المتغيرات المندمجة. وقد قارنا من خلال المحاكاة أداء التوقع لطريقتين من هذه الطرق هما: انحدار الموجه غير المقيد (UVAR) وإجراءات انجل وجرانجر ذات الخطوتين (EG2). وباستعمال معيار خطأ التوقع لمربع المتوسطات فقد أوجدا أن (UVAR) تعمل بشكل أفضل للمدى القصير ولكنها للمدى الطويل تعمل بشكل أفضل بواسطة (EG2).

(هـ) إذا كانت (Y_t, X_t) مدمجتين بشكل مشترك، فإنه سيكون هناك علية (سببية) جرانجر باتجاه واحد أو/و باتجاه آخر.

(و) وانطلاقاً من التطبيقات أعلاه نستنتج التالي: إذا اشتُق سعران من أسواق فعالة، فإن هذين السعرين لا يمكن أن يكونا مدمجين بشكل مشترك، وبطريقة أخرى فإن الواحد يمكن أن يخمن الآخر وفرضيات السوق متضاربة أو متعاكسة.

(ز) يمكن استخدام الدمج المشترك لاختبار فرضيات التوقعات الرشيدة (REH). فإذا كانت γ_t سلسلة وY_t^e توقعها حيث الاثنتان I(0)، فإنه لصلاحية (REH) فإن Y_t وY_t^e يجب أن يكونا مندمجين بشكل مشترك، أي أن ($Y_t - Y_t^e$) يجب أن يكون I(0).

(ح) وهناك مضمون يربط الدمج المشترك ومفهوم التجميع. والنتائج الأساسية لهذه العلاقة هي أن الدمج المشترك للسلسلة يصان في ظل التجميع المؤقت. وعلى النقيض، فإن الوضع مع التجميع المقطعي هو أكثر تعقيداً، حيث أن الدمج المشترك على المستوى الكلي لا يستلزم دمجاً مشتركاً على المستوى الجزئي، والعكس بالعكس.

3.5 تعميمات وتوسعات أبعد:

منذ طباعة ورقة جرانجر (Granger) في عام (1981)، فقد لاقت فكرة الدمج المشترك اهتماماً كبيراً، وحاول العديد من المؤلفين تعميم وتوسيع الفكرة. وسنقوم في هذا الجزء بتسليط الضوء بشكل مختصر على معظم التعميمات والتوسعات التي تناولت نظرية الدمج المشترك.[113]

إن التعميم الأول لفكرة الدمج المشترك هو بتوسيع التعريف إلى حالة تدمج فيها المتغيرات بشكل مشترك بترتيب أكبر من واحد. وقد قدم التعريف من قبل ولن تعاد

(113) تم استقاء هذا الجزء بشكل أساسي من جرانجر (Granger) 1991.

مناقشته أبعد من ذلك . وعلى أية حال ، فإنه بالرغم من هذا التعميم ، إلا أن معظم الأدبيات ركزت حول I(1) من المتغيرات . ويرجع السبب في ذلك إلى أن معظم المتغيرات الاقتصادية قد وجد أنها I(1) .

التعميم الآخر لفكرة الدمج المشترك هو استبدال حال المتغير الأحادي بالحالة التي يكون فيها X_t موجها برتبة (NX1) . وكما أشرنا في وقت سابق ، فإن لهذه الحالة تضمينات هامة ، حيث أن موجه الدمج المشترك لم يعد أوحد .

وهناك تعميم آخر جدير بالاهتمام وهو فكرة **الدمج المزدوج المشترك** التي طورت بواسطة جرانجر (Granger) ولي (Lee) في عام 1991 . ولتوضيح هذه الفكرة دعنا نعتبر سلسلتين مدمجتين $(X_t,Y_t) \sim CI(1,1)$. وتبع ذلك أن هناك دمجاً خطياً I(0) لمتغيرين اثنين .

$$(53-5) \qquad z_t = y_t - \beta x_t \sim I(0)$$

لاحظ أنه إذا كانت Z_t I(0) ، فإن Z_t التراكمية تتشكل كما يلي :

$$(54-5) \qquad S_t = \sum_{j=0}^{t} z_j$$

وهي I(1) ويمكن أن تدمج بشكل مشترك مع إما X_t أو مع Y_t ، وهذه هي الحالة التي تعطي ظهوراً للتعريف التالي للدمج المتعدد المشترك .

تعريف :

دع (Y_t,X_t) سلسلتين مدمجتين بشكل مشترك و St المتغير المعرف بواسطة (53) و (54) ، وبالتالي فإن X_t و Y_t يقال بأنهما إدماج مشترك مزدوج إذا كان St مدمجاً بشكل مشترك مع X_t (أو Y_t) . وبمعنى آخر ، يكون هناك α مثل :

$$(55-5) \qquad q_t = x_t - \alpha S_t \sim I(0)$$

وقد بين كل من جرانجر ولي أن نموذج تصحيح الخطأ يمكن كتابته كما يلي :

$$(56-5) \quad \Delta x_t = f[\, lagged(z_t, q_t, \Delta x_t, \Delta y_t)\,]$$

$$(57-5) \quad \Delta y_t = g[\, lagged(z_t, q_t, \Delta x_t, \Delta y_t)\,]$$

وقد ناقش المؤلفان المذكوران أعلاه أن الدمج المزدوج المشترك يمكن أن يظهر في

حالات خاصة، وإذا ما تم حضوره فإنه يحسن من التوقعات القصيرة المدى والطويلة المدى على حد سواء.

تعميم آخر لفكرة الدمج المشترك هو الدمج المشترك متعدد الحدود. وفي هذه الحالة فإن الدمج المشترك لا يهتم بالسلاسل الأصلية المرشحة (المصفاة) منها. لذلك فإننا بدلاً من أن نعرف الدمج المشترك بين السلسلتين X_t و Y_t، فإننا سنعرضه للحدود الثنائية الإبطائية التالية $\alpha_1(\beta)X_t$ و $\alpha_2(\beta)Y_t$.

وقد تم تعميم مفاهيم جذور الوحدة والدمج المشترك إلى جذور الوحدة الموسمية والدمج المشترك الموسمي. ولن تناقش هذه الأفكار هنا بل يحال القارئ حول هذا الموضوع إلى المرجع المعطى، جرانجر (Granger) 1991.

والمنطقة الرائدة في موضوع التعميم هي المتعلقة بمقدمة اللاخطية في فكرة الدمج المشترك. حيث تبرز اللاخطية في مستويات متعددة وبأشكال مختلفة. أولاً: تحدث اللاخطية على مستوى المتغيرات المدمجة بشكل مشترك. وبمعنى آخر، فإنه يمكن أن تكون سلسلتان غير متكاملتين ولكن بعض التحويلات غير الخطية من هاتين السلسلتين مدمجتان أو متكاملتان. والشكل الثاني يظهر على مستوى تمثيل ECM وقد قدم جرانجر (Granger) المثال التالي:

$$\Delta y_t = \rho_1(t) z_{t-1} + \text{lags}(\Delta x_t, \Delta y_t) + u_t \qquad (58-5)$$

حيث $z_t = y_t - \beta_t x_t \sim I(0)$

وهناك حالتان بسيطتان جديرتان بالاهتمام ومن السهل التعامل معهما. وهما الحالتان اللتان تكون فيهما إما β_t أو $p_1(t)$ متغيرة. وفي الحالة الأولى فإن الجاذب يتغير عبر الزمن نظراً للصدمات الخارجية، والتغيير في السياسات... الخ. أما الحالة الثانية فإنها على الأصح امتداد لتصحيح الأخطاء التي تتغير عبر الزمن. ويناقش جرانجر بأنه يمكن معالجة التقدير في كلا الحالتين من خلال استعمال مرشح كالمان (Kalman). وهناك العديد من الحالات الصعبة، مثل عندما تكون كل من β و p متغيرتين عبر الزمن.

وما يمكن التفكير به ملياً. وعلى أية حال، فإن مجال أو نطاق التكامل عبر الزمن لا زال في مراحل تطوره الأولى وهناك العديد من القضايا التي لم تحسم بعد.

4.5 استخلاصات وملاحظات استنتاجية :

باستعمال كلمات ستوك (Stock) وواتسون (Watson) . 1991 ، إن التطورات الحديثة « لنظارات تكبير إحصائية » وهي نظرية المتغيرات المتكاملة ، جذور الوحدة ، EMC ، الدمج المشترك ، هذه كلها قادت إلى تصفيات جديدة في مجالات النمذجة الاقتصادية القياسية وصياغة السياسات الاقتصادية الكلية .

إن تطور وتصفية خصائص السلاسل المتكاملة أو غير المستقرة التي مهدت الأرض لتطوير الدمج المشترك ، قد جلبت الانتباه باتجاه مخاطر تمييز استعمال السلاسل المتكاملة في تحليل الانحدار . وفي الجانب الآخر ، فإن نظرية الدمج المشترك قد أملت استراتيجية جديدة للنمذجة . والرسالة الرئيسية هنا هي لاختبار الدمج المشترك واستعمال المعلومات في توصيف شح نموذج ECM .

وكما نوقش في متن هذه الورقة ، فإن الدمج المشترك قد امتد بعيداً في مضامينه إلى العديد من المجالات في الاقتصاد القياسي . وتضمن هذه المجالات ، التقدير ، الاختبار ، التوقع ، الخارجية والسببية ، وهذا القليل منها . وعلاوة على ذلك ، فقد فسر الدمج المشترك على أنه مقابل لتصور التوازن على المدى البعيد ، بمعنى أنه شرط ضروري لوجود الأخير .[114] ويتبع ذلك أن الدمج المشترك يعطي اختباراً للنظرية الاقتصادية .

وعلى أية حال ، فإن العديد من النقاد يفندون هذا التراسل بين فكرة الدمج المشترك والتوازن بعيد المدى ، على أرضية أن فكرة المدى الطويل المشار إليها في نظرية الدمج المشترك ليست واضحة كما أنه ليس لها من رديف مادي . وإلى جانب ذلك ، فإن قبول أو رفض فرضيات الدمج التي يقدمونها ، ليست مشرقة أو مضيئة إلى حد أنها لا تعطي تفسيرات اقتصادية لسبب صمود أو انهيار العلاقة بعيدة المدى .

وبالرغم من هذه الانتقادات ، إلا أن نظرية المتغيرات غير المستقرة والدمج المشترك قد أثبتت أنها أداة قوية في النمذجة الاقتصادية . فما زالت مجالاً نشطاً في البحث والدراسات ويتوقع أن يكون لها موضوعاتها وإسهاماتها الواعدة في المستقبل القريب .

---

(114) انظر دارنيل (Darnell) وايفان (Evan) ,1990 : ص 138 .

الفصل السادس

موجه الانحدار الذاتي

لقد جاءت طريقة لجنة كاوليس (Cowles) لبناء نماذج معادلات آنية (SEM) تحت الضغط المتعاظم في العقد الأخير. وقد أشار سيمس (Sims) في عام 1980 إلى أن هذا الأسلوب يتبع بشكل عام خطوتين خاصتين لا يمكن تبريرهما. الخطوة الأولى هي تصنيف المتغيرات بين خارجية وداخلية. والخطوة الثانية، هي فرض قيود على المعالم الهيكلية للنموذج من أجل إنجاز التعريف. ويناقش سيمس بأن هاتين الخطوتين تستلزمان العديد من القيود الاعتباطية. فاقترح بالمقابل أسلوباً للنمذجة عرف بأسلوب موجه الانحدار الذاتي (VAR).

وفي نموذج (VAR) فإن كل متغير لموجه المتغيرات التي تحت الدراسة كدالة لعدد P من قيمه الإبطائية والعدد نفسه من الإبطاءات لباقي المتغيرات في النظام. دع Y_t المؤشر البعدي - K للمتغيرات، والذي افترض أنه مشتق بواسطة عملية VAR بترتيب P، وبالتالي فإن VAR(P):

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-1} + u_t \qquad (1-6)$$

حيث الـ (A_i) عبارة عن مصفوفات ترتيب (KxK)، μ هو موجه لقيم ثابتة و U هو موجه بمتوسط صفري لحدود الخطأ مثل:

$$\begin{aligned} &E(u_t u_s') = O, \text{ for } s \neq t, \\ &E(u_t u_s') = \Sigma, \text{ for } s \neq t \end{aligned} \qquad (2-6)$$

استلمت نماذج (VAR) بنجاح في التوقع وبصورة خاصة في تقويم السياسات. وسوف نؤكد في هذا الفصل على القضايا المتعلقة بهذين الاستعمالين لنماذج VAR. وسوف يركز

الجزء الثاني على مميزات وخصائص VAR . كما سيتناول الجزء الثالث قضية التوقع باستخدام VAR . ثم يتناول الجزء الرابع مشكلة تقويم السياسة مع نماذج VAR . والجزء الخامس سيغطي قضايا عدم الاستقرار والتكامل المشترك في نماذج VAR . وأخيراً الجزء السادس حيث يضع الاستنتاجات .

1.6 خصائص ومزايا نماذج (VAR) :

كما أشير سابقاً ، فإن نمذجة VAR جاءت ردة فعل على الأسلوب التقليدي الذي أُدي بواسطة لجنة كاوليس حيث إن اتجاه السببية والخاصية الخارجية قد أخذت كمعطاة . ويمكن تبرير VAR بعدة طرق .[115] وأحد أهم هذه التبريرات هو أن نموذج VAR يمكن التفكير به على أنه « الصيغة المختصرة لمعالم لا ضرورة لها » لنموذج دينامي لمعادلات آنية دينامية . وفي الحقيقة ، فإن يمكن تمثيل نموذج المعادلات الآنية الدينامية كما يلي :

$$BY + \Gamma X = \quad (3-6)$$

حيث Y هو موجه المتغيرات الداخلية ، و X هو موجه المتغيرات الخارجية . B و Γ هي مصفوفات محددة بطريقة مناسبة بحيث يمكن إدخال بعض المشكلات الإبطائية ، U هو موجه أخطاء الضجيج الأبيض (White noise) .

افترض أن X يمكن تمثيلها بواسطة نموذج ARMA بالطريقة التالية :

$$HX = \Delta \quad (4-6)$$

حيث H هي مصفوفة محددة جيداً بحيث يمكن ضم بعض المشغلات الإبطائية . وعلاوة على ذلك ، فإنه إذا كانت H قابلة للانعكاس ، فإن المعادلة (4) يمكن كتابتها كما يلي :

$$X = H^{-1}\Delta \quad (5-6)$$

وبتعويض (5) في (3) نحصل على :

$$BY + \Gamma H^{-1}\Delta U = \quad (6-6)$$

---

(115) انظر على سبيل المثال : هولدن وآخرون (Holden et al), 1990 .

وبإعادة ترتيب حدود المعادلة ، نحصل على :

$$BY = -(\Gamma H^{-1}\Delta - I)U = CU \qquad (7-6)$$

وإذا ماكانت C قابلة للانعكاس ، فإن ما قبل ضرب (7) بواسطة c^{-1} يعطي :

$$C^{-1}BY = AY = U \qquad (8-6)$$

تمثل المعادلة (8) نظام المعادلات الذي به جميع المتغيرات داخلية ومتداخلة . وهذا التمثيل هو تمثيل موجه الانحدار الذاتي ، حيث يحدد كل متغير كدالة لقيمه الإبطائية والقيم الإبطائية للمتغيرات الأخرى في النظام : يعطي بروزاً لنظام مثل (1) .

وإحدى السلبيات الأساسية لنماذج VAR هي تكاثر المعالم كلما كان عدد المتغيرات أكبر وكلما كانت فترة الإبطاء أطول . ولـ Y_t كموجه بعدي – K ، فإن تقدير VAR(P) في Y_t يستلزم تقدير $K + PK^2$ من المعالم . وهذه الزيادة المفرطة في عدد المعالم ستؤدي إلى غياب دقة في تقدير المعاملات . وقبل معالجة قضية التقدير ، فإنه يتوجب إمعان النظر في مزايا نماذج VAR .

1.1.6 مزايا استقرار نماذج VAR :

إن عملية VAR المعرفة في (1) يمكن أن توصف بأنها مستقرة ، إذا :

$$|\pi(z)| = \det|I_k - A_1 z - A_2 z - \ldots - A_p z^p| \neq 0 \quad \text{for} \quad |z| \leq |1| \qquad (9-6)$$

وبعبارة أخرى ، فإنه حتى تكون عملية VAR مستقرة فإن جذور $\pi(Z) = 0$ يجب أن تقع خارج دائرة الوحدة .

إن ثبات نماذج VAR يعني أنها تحتوي على متغيرات تتقلب حول معدلات ثابتة وأن تغيرها لا يتغير كثيراً أثناء ترددها . وبعبارة أخرى إن النماذج المستقرة VAR هي ثابتة .[116]

في هذا الجزء سوف نحصر النقاش بثبات نماذج VAR فقط . وستناقش نماذج VAR ذات المكونات غير المستقرة في مرحلة لاحقة .

---

(116) وقد بين لوتكيبوهل (Lutkepohl) ذلك في عام 1991 كنظرية . كما بين بأن العكس ليس صحيحاً .

2.1.6 تمثيل المتوسطات المتحركة :

ومع شروط معتدلة معطاة ، فإن كل نموذج VAR(P) له تمثيل للمتوسطات المتحركة . ولمشاهدة ذلك ، دعنا نكتب المعادلة (1) كما يلي :

$$y_t = \mu + (A_1 B + \ldots A_p B^p) y_t + u_t \qquad (10-6)$$

أو ما يعادل :

$$A(B) y_t = \mu + u_t \qquad (11-6)$$

حيث A(B) قابلة للانعكاس ، $|A(Z)| \neq 0$ لـ $|Z| \geq 1$ وبالتالي يمكن كتابة المعادلة (11) كما يلي :

$$y_t = \phi(B)\mu + \phi(B)u_t = (\sum_{i=o}^{\infty})\mu + \sum_{i=o}^{\infty} \phi_i u_{t-1} \qquad (12-6)$$

حيث أن ϕ هو معكوس الإبطاء متعدد الجوانب A(B) .

المعادلة (12) هي تمثيل المتوسط المتحرك لنموذج VAR في (10) . مصفوفات المتوسطات المتحركة مرتبطة بمصفوفات VAR من خلال المعادلات التالية :[117]

$$\begin{aligned} &\phi_0 = I_k \\ &\phi_i = \sum_{j=1}^{i} \phi_{i-j} A_j , \qquad I = 1,2,\ldots \end{aligned} \qquad (13-6)$$

ومن المعادلة (12) يتبع مباشرة أن متوسط الموجه Y_t يعطى بواسطة :

$$E(Y_t) = (\sum_{i=1}^{\infty} \phi_i)\mu = \phi(1)\mu = [A(1)]^{-1}\mu = [I - A_1 - \ldots - A_p]^{-1}\mu \qquad (14-6)$$

6.2 التقدير ونظام الاختيار :

هناك خطوتان مهمتان في بناء نموذج VAR . الأولى هي اختيار المتغيرات المتضمنة ، والثانية هي اختيار طول فترة الإبطاء . وتنجز الخطوة الأولى قبل تقدير معالم النموذج ، ويمكن إنجاز الخطوة الثانية قبل و /أو بعد التقدير .

---

(117) انظر لوتكيبوهل ، مرجع سبق ذكره : 18 .

وتجدر الإشارة إلى أن اختيار المتغيرات المتضمنة يُملى أساساً من قبل النظرية الاقتصادية وبواسطة بعض الاعتبارات مثل طبيعة وأهداف الدراسة .

ويتم اختيار طول فترة الإبطاء بعد تحديد اختيار المتغيرات . وقد اقترح العديد من المؤلفين (كما سنشاهد فيما بعد) صيغاً لتوجيه الاختيار أعلاه . وعلى أية حال ، فإنه يمكن تعديل طول فترة الإبطاء في ضوء نتائج التقدير .

1.2.6 التقدير :

باستخدام الافتراضات المحددة سابقاً ، فإنه يمكن كتابة نموذج (1) بشكل مضغوط كما يلي :

$$Y = BZ + U \qquad \textbf{(15-6)}$$

حيث $Y = (Y_1,\ldots Y_T), B = (\mu, A_1,\ldots Ap); U = (U_1,\ldots U_T)$

و Z هي مصفوفة لمتغيرات داخلية إبطائية .

ويمكن تقدير (15) بواسطة طريقة المربعات الصغرى متعددة الأبعاد (MLS) . إن تقدير (MLS) لـ β في (15) يعطى بواسطة :

$$\hat{B} = YZ'(Z'Z)^{-1} \qquad \textbf{(16-6)}$$

ومن جانب آخر فإن تقدير مصفوفة التغاير لـ U في (1) يمكن إعطاؤها بواسطة :

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{U}_t\hat{U}_t' = \frac{1}{T}\hat{U}\hat{U}' = \frac{1}{T}Y(1 - Z'(ZZ')^{-1}Z)Y' \qquad \textbf{(17-6)}$$

ويمكن تبيان أن تقدير MLS لـ $(\hat{\beta})$ يعادل تقدير OLS مطبقاً لكل من معادلات K الموجودة في (1) بشكل منفصل . وكما يبدو أن نماذج انحدار غير مرتبط (SUR) ، فإن النتيجة الناجمة من حقيقة أن الأخطاء مرتبطة عصرياً فقط . بمعنى أن $E(U_tU_s') = 0$ لـ $t \neq s$. ومع ذلك فإنه إذا تم إسقاط هذه الفرضية فإن مقدر OLS لن يعود فعالاً على الإطلاق وبالتالي فإن التقدير يجب أن يتم بواسطة GLS .

2.2.6 ترتيب الاختيار ودقة النموذج :

في اختيار طول فترة الإبطاء فإن على المرء أن يحقق توازناً بين الكفاءة وتخفيض درجات الحرية المرتبطة بالزيادة المفرطة بعدد المعالم ، والتحيز المرتبط بشحة التمثيل .

وقد بينت التجربة العملية أن نماذج VAR غير المقيدة تميل إلى إنجاز توقعات ضعيفة (من العينات) خصوصاً عند مقارنتها بنماذج VAR المقيدة .

ولهذا السبب ، فقد اقترحت العديد من الحلول في الأدبيات بهدف تقليل عدد المعالم التي يجب تقديرها في نموذج VAR . وأحد هذه الحلول هو تقييد معالم محددة حتى تصل إلى الصفر حسبما تملي النظرية . ولهذا الحل تقييداته الخاصة ، حيث أن نماذج VAR هي نظرية إلى أبعد الحدود . لذلك ، فإنه لا يتوقع الكثير من نظرية تظهر أن عدد المعالم يجب أن يكون مقيداً للصفر .

والحل الثاني هو القيام ببحث شبكي بأطوال متعددة من فترات الإبطاء ثم اختيار أفضلها ، وبإجراء سلسلة من الاختبارات وفق معيار مثل معيار معلومات أكيك AIC (Akaike Information Criterion) سيكون أكثر فائدة لأغراض التوقع .

والحل الثالث هو الذي يستند إلى بايسيان (Bayesian) أو الذي معالمه معطاة قبل التوزيعات التي تقرب بشكل معقول مسار وقت المتغيرات الأساسية .

فبالنسبة للحل الثاني ، فقد اقترحت اختبارات عديدة . وأكثر هذه الاختبارات شهرة هو الذي يستند على نسبة الاحتمال التالية :

$$LR = (T-k)[\log\left|\hat{\Sigma}(L_1)\right| - \log\left|\hat{\Sigma}(L_2)\right|] \sim x^2(k^2(L_1 - L_2)) \qquad (18-6)$$

حيث T هي حجم العينة ، K هي بعد عملية VAR ، L_1 و L_2 هي أطوال فترات الإبطاء المتنافسة ، و $\hat{\Sigma}(L_i)$ هي مصفوفة التغاير المقدرة المقابلة لطول فترة الإبطاء .[118]

والعائق الوحيد في هذه الاختبارات هو أنها تفترض أطوالاً متساوية لفترة الإبطاء لجميع معادلات النموذج . وعلاوة على ذلك ، فإن الاختبار الإحصائي للأحجام الصغيرة قد يختلف عن مكافئه المقارب .[119]

ولأغراض أكثر تحديداً مثل التوقع ، معيار الأمثلية مثل AIC ، وخطأ التخمين النهائي (FPE) يمكن استخدام المعيار في اختيار الترتيب المناسب .

وعلى سبيل المثال ، فإن تغير AIC لـ VAR يعطى من خلال :

$$AIC(p) = \log\left|\hat{\Sigma}\right| + \frac{(2pk^2)}{T} \qquad (19-6)$$

والمعيار المقابل لـ FPE يعطى بواسطة :

---

(118) مزيد من التفاصيل يمكن قراءتها في لوتكيبوهل ، مرجع سبق ذكره .

(119) ديفيدسون (Davidson) وماكينون (Mackinnon) 1993, . ص 685 .

$$FPE(p)=\left[\frac{T+kp+1}{T-kp-1}\right]^{k}\left|\hat{\Sigma}\right| \qquad (20-6)$$

وقد اقترح لوتكيبوهل صيغة تربط عدد الإبطاءات المتضمنة بحجم العينة :

$$L=\sqrt[3]{T} \qquad (21-6)$$

حيث أن L طول فترة الإبطاء، و T حجم العينة . وننتقل الآن إلى الحل الثالث المسمى أسلوب بايسان والذي سيتم تناوله في جزء منفصل نظراً لأهميته .

3.6 أسلوب بايسيان VAR :

يستند BVAR إلى أسلوب بايسيان للاقتصاد القياسي . ويدعو الأسلوب الأخير إلى استعمال كل من المعلومات القبلية ومعلومات العينة للاستدلال حول معالم النموذج .[120] إن توحيد بيانات العينة وما قبلها يلخص بدالة الكثافة الاحتمالية التالية (pdf) . ولعرض ذلك بشكل متماسك ، دع P (y,θ) تمثل دالة الكثافة الإجمالية (pdf) المشتركة لموجه المشاهدات العشوائية γ وموجه المعالم θ . وبالتالي فإن لدينا :

$$P(\theta/y)=\frac{P(y,\theta)}{p(y)}=\frac{P(y/\theta)p(\theta)}{p(y)} \qquad (22-6)$$

حيث P (θ/y) هي (pdf) (البعدية) لـ θ ، P(Y/θ) هي دالة الإمكانية أو الاحتمال ، P(θ) هي (pdf) القبلية لـ θ ، و P(y) هي كثافة العينة غير الشرطية . وحيث أن P(y) هي تبادل التطبيع الثابت لدالة الكثافة الاحتمالية (pdf) الموجودة في (22) ، فإن المعادلة الأخيرة يمكن كتابتها كما يلي :

$$p(\theta/y)\alpha p(y/\theta)p(\theta) \qquad (23-6)$$

حيث تشير α إلى النسبية .

إن الاستدلالات حول موجه المعامل θ يجب أن تكون مستندة إلى دالة الكثافة

(120) لمزيد من المعلومات حول مقدمة الاقتصاد القياسي لبايسيان ، انظر زلنر Zellner ,(1971) .

الاحتمالية التالية P(θ/y) والتي توحد كل البيانات القبلية مع بيانات العينة .

إن تطبيق المجال أو القضية المذكورة أعلاه لحالة VAR تستلزم فرضية حول توزيع حدود الخطأ في (1) كما هو حال التوزيع القبلي لمعالم النموذج المختلفة وهي الـ(A'_s) . وعلى أية حال ، فإن هذا لا يشكل تقليلا في عدد المعالم التي يجب تقديرها مالم تفرض بعض التقييدات على التوزيعات القبلية .

وقد تم التفكير في العديد من السيناريوهات (التصورات) في الأدبيات . فعلى سبيل المثال ، فإنه لمن المألوف افتراض أن معاملات فترات الإبطاء التي تزيد عن K لها متوسط صفري وتباين عام قليل جداً أو بمعنى آخر إن التباين ينخفض مع طول فترة الإبطاء . ومن جانب آخر ، فإن معامل فترة الإبطاء الأولى لمتغير تابع قد يفترض أن له متوسطاً واحداً ، إذا كان من المعتقد أن المتغير تحت الدرس يتبع سيراً عشوائياً .[121]

وبالرغم من أداء BVAR في التوقع من العينة ، إلا أن هذه النماذج تبقى حساسة لوجود البيانات القبلية الجيدة . وإذا ما أسيء تحديد هذه البيانات فإن أداءها في التوقع سوف يتأثر . وعلاوة على ذلك ، فإن وجود المتغيرات المتكاملة أو المدمجة بشكل شامل سيؤثر على عدد البيانات القبلية المسموح به .[122]

4.6 التوقع :

إن الهدف الرئيسي من نماذج VAR هو التوقع . ولمشاهدة كيفية توليد التوقعات في سياق نموذج VAR ، لنكتب نموذج (1) كما يلي :

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + u_t \qquad (24-6)$$

حيث U_t يفترض به أن يكون الآن موجهاً لتوزيع طبيعي $U_t \sim N(0,\Sigma)$ و U_t, U_s ليسا مترابطين لـ $t \neq s$. وقبل توليد التوقعات ، فإن دالة الكلفة يجب أن تكون مترافقة مع أخطاء التوقعات . ولذلك ، فإن التوقع الأمثل هو ذلك الذي يخفض دالة التكاليف أو قيمتها المتوقعة إلى أدنى حد .

وفي سياق نماذج VAR ، ولأسباب عديدة تم ذكرها في مكان آخر ، فإن المخمن الذي يستخدم عادة هو الذي يقلل من توقع متوسط مربعات الأخطاء (MSE) .

---

(121) إن برنامج الحاسب RATS ، أفضل برنامج يتعامل مع BVAR ، يقدم سيناريوهات أخرى مشوقة . وهناك برامج جاهزة أخرى تتعامل مع VAR هي TSP و Microsoft .

(122) روبرتسون (Robertson) وويكنس (Wickens) : ص 40 .

إن مخمن MSE في سياق VAR لأفق التوقع h غير أصل التوقع t يعطى بواسطة القيمة المتوقعة الشرطية التالية :

$$y_t(h) = E(y_{t-h} / \Omega_t) = E(y_{t-h} / y_s, s \leq t) \quad (25-6)$$

حيث Ω_t هي مجموعة المعلومات (البيانات) التي تحتوي جميع البيانات المتوفرة قبل t .
وتعني معادلة (25) أن :

$$y_t(h) = \mu + A_1 E(y_{t+h-1}) + \ldots + A_p E(y_{t+h-p}) \quad (26-6)$$

وبعبارة أخرى :

$$y_t(h) = \mu + A_1 Y_t(h-1) + \ldots + A_p y_t(h-p) \quad (27-6)$$

ويمكن استخدام (27) بشكل تكراري للحصول على توقع الخطوة -h عندما تكون h = 1,2...

ويمكن كتابة خطأ التوقع في حالة نموذج VAR المعرفة في (24) كما يلي :

$$y_{t+h} - y_t(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \Phi_i u_{t+h-i} \quad (28-6)$$

حيث ϕ_i هي المعادلات القابلة لتمثيل MA . وتعني المعادلة (28) مع المعادلة (12) أن :

$$y_t(h) - \mu + \sum_{i=h}^{\infty} \Phi_i u_{t+h-i} = \mu + \sum_{i=o}^{\infty} \Phi_{h+i} u_{t-i} \quad (29-6)$$

وفي ظل افتراض الحالة الطبيعية التي ضمنت أعلاه ، فإن أخطاء التوقع هي أيضاً موزعة طبيعياً ، وبالتالي فإن لدينا :

$$y_{t+h} - y_t(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \Phi_i u_{t+h-i} \sim N(0, \Sigma(h)) \quad (30-6)$$

حيث $\Sigma(h)$ هي مصفوفة تغاير الخطأ المتوقع (تدعى أيضاً مصفوفة MSE) والتي تعطى بواسطة :

$$\Sigma(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \Phi_i \Phi_i' \quad (31-6)$$

دع $\sigma_k(h)$ الجذر التربيعي للعامل القطري k لـ $\Sigma(h)$ ، وبالتالي :

$$\frac{y_{k,t+h} - y_{k,t}(h)}{\sigma_k(h)} \sim N(0,1) \qquad (32-6)$$

ويتبع ذلك أن حدود الثقة المئوية $(1-\alpha)$ يمكن بناؤها لفترة لاحقة h توقع مكون K لـ y_t :

$$y_{k,t}(h) \pm z_{\alpha/2}\sigma_k(h) \qquad (33-6)$$

حيث أن $Z_{\alpha/2}$ هي النقطة العلوية للنسبة المئوية ($\frac{\alpha}{2}$) للتوزيع الطبيعي القياسي .

وقبل الانتهاء من هذا الجزء ، تجدر الإشارة إلى أنه من أجل إعطاء معنى لتوقع VAR ، فإن كل متغير يجب أن يساعد في تحسين توقعات المتغيرات الأخرى في النظام . وبكلمة أخرى فإنه يجب أن يكون هناك سببية في المعنى المحدد بواسطة جرانجر باتجاه أو بآخر .

ويقدم VAR طريقة جميلة ومباشرة لاختبار سببية ــ جرانجر . ويمكن تبيان أن عدم ــ السببية يمكن إملاؤه فقط بواسطة النظر في تمثيل VAR للنظام .[123] ولمشاهدة ذلك ، افرض أن موجه y_t هو ببعدين وبمكونات y_t و Z_t وافرض أن :

$$y_t = \begin{pmatrix} x_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11}(B) & A_{12}(B) \\ A_{21}(B) & A_{22}(B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t \\ z_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \qquad (34-6)$$

حيث أن $\beta_{,ij} = \sum_{P=1}^{Mij} A_{ij} B^p$ هو مشغل الإزاحة للخلف ، و (U_2t و U) هي متوسط صفر لأخطاء الضجيج الأبيض مع مصفوفة تغاير ثابتة Σ . وغياب السببية في كلا الاتجاهين يعني أن $A_{ij}(B) = 0$ لـ $j \neq i$.

ومن جانب آخر ، فإن الغياب الفوري للسببية بين X_t و Z_t يعني أن [$E(U_{1t}U_{2t}) = 0$] .

وعلى أية حال ، فإن العائق الأساسي في هذه الاختبارات للسببية هو أن عدم السببية قد ينتج من حذف متغير له علاقة بباقي المتغيرات في النظام .

وعلاوة على ذلك ، فإن استعمال نطاق VAR لاختبار الخارجية من أكثر الأخطاء

(123) لبراهين أساسية ، انظر لوتكيبوهل ، مرجع سبق ذكره .

شيوعاً وهو غالباً ما يواجه في العمل التطبيقي . ومع ذلك وكما نوقشت في مكان آخر ، فإن عدم السببية إما ليست ضرورية أو ليست شرطاً كافياً للخارجية .

5.6 تحليل سياسات : دالة ردة الاندفاع :

إن تحليل السياسات التي يمكن أن يقام بها مع نماذج VAR مختلف عن النطاق التقليدي لتقويم السياسات الذي يتكون من الحصول على مسار الزمن للمتغيرات الداخلية الناتج عن سيناريوهات مختلفة لمتغيرات السياسة .

وبما أن كل المتغيرات في نموذج VAR داخلية ، لذلك فإن نطاق السياسة أعلاه ليس مجدياً . إن تحليل السياسة الذي يمكن إنجازه بواسطة نموذج VAR يتكون من تتبع ردات فعل النظام لصدمات عشوائية محددة .

إن تحليل آثار الصدمة الداخلية على بعض أو على جميع المتغيرات الأخرى للنظام غالباً ما يطلق عليه تحليل « ردة الاندفاع » .

ولمشاهدة ذلك ، نتبنى المثال التالي من لوتكيبوهل (Lutkepohl) . دع y كموجه من ثلاث مكونات ، ولتكن y_1 للدخل ، y_2 للاستهلاك ، y_3 لمعدل الفائدة . ونفرض أن سلوك y يمكن تشخيصه بواسطة VAR(1) التالي : $y_t = A_1 y_{t-1} + U_t$:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} .5 & 0 & 0 \\ .1 & .1 & .3 \\ 0 & .2 & .3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix} \qquad (35-6)$$

افرض أن y_{1t} (الدخل) عرضة لهزة أو صدمة في الفترة t=0 والتي تتمثل بقفزة في حدود الخطأ $U_{1,0} = 1$. ويتكون التمرين الآن من تتبع أثر هذه الصدمة ، شريطة عدم حدوث هزات أخرى في فترات لاحقة .

وعلى مستوى الآثار المترتبة ، فإن متغير الدخل سيزيد بواحد ، بينما لا تتأثر باقي المتغيرات :

$$y_0 = \begin{bmatrix} y_{1,0} \\ y_{2,0} \\ y_{3,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1,0} \\ u_{2,0} \\ u_{3,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \qquad (36-6)$$

ولفترات لاحقة سيكون لدينا :

$$(37-6) \qquad y_1 = A_1 y_0 = \begin{bmatrix} .5 \\ .1 \\ 0 \end{bmatrix}; \quad y_2 = A_1 y_1 = A_1^2 y_0 = \begin{bmatrix} .25 \\ .06 \\ .02 \end{bmatrix}$$

وعليه ، فإن عناصر $_{i1}$ تمثل آثار صدمات الوحدة في متغيرات النظام للفترة t = i .

ويمكن تبيان لـ VAR(P) أن ردات الاندفاع هذه ليست أكثر من معاملات تمثيل MA لـ (VAR) ، ولتكن ϕ_i في التمثيل التالي :

$$(38-6) \qquad y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i}$$

إن تأثير صدمة الوحدة في المتغير k يعطى بواسطة العمود k للمصفوفة ϕ_i .

وعلاوة على ذلك ، فإن الردات التراكمية على مدى h من الزمن لصدمة الوحدة في المتغير k يعطى بواسطة العمود k للمصفوفة $\psi_h = \sum_{\Sigma=0}^{h} \phi_i$. وللتأثير بعيد المدى فإن المجموع سيصل إلى اللانهاية ليعطي :

$$\phi(1) = \sum_{\Sigma=1}^{\infty} \phi_i = (1 - A_1 - \ldots - A_P)^{-1}$$

وهناك افتراض ضمني في التحليل أعلاه هو أن الصدمات تحدث مرة واحدة في وقت واحد . ومثل افتراض كهذا ليس بالمعقول ما لم تكن حدود الخطأ مستقلة ، بمعنى أن حد الخطأ يتكون من تأثير متغير واحد فقط و /أو أن الصدمة في متغير واحد لا يحتمل أن تكون متصاحبة مع صدمات في المتغيرات الأخرى .

ولمشاهدة المشكلة بشكل أكثر وضوحاً ، نفترض النموذج المبسط VAR(1) التالي :[124]

$$(39-6) \qquad y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-1} + u_{1,t}$$

$$(40-6) \qquad x_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + u_{2,t}$$

وعلاوة على ذلك ، افترض أن حدود الخطأ مترابطة من خلال :

$$(41-6) \qquad u_{2t} = \rho u_{1t} + \in_t$$

(124) ينسب هذا المثال إلى دارنيل (Darnell) وايفانس (Evans) 1990, : ص 122 .

والآن فإن صدمة الوحدة في U_1 ستجعل X تتغير بـ $p\triangle y$ في الفترة الأولى وبـ $(\beta_1 + \beta_2 p)$ في الفترة الثانية . وهذه النتيجة ستتغاير مع الصفر في الفترة الأولى و $\beta_1 \wedge y$ في الفترة الثانية ، وسوف يكون لها U_1 و U_2 غير مترابطتين .

وهناك حل واضح للمشكلة أعلاه وهو جعل حدود الخطأ مستقلة . وينجز ذلك عادة باستحضار نظرية تحليل كوليسكي (Choleski) . ووفق النظرية الأخيرة فإن مصفوفة التغاير Σ لحدود الخطأ في (I) يمكن تحليلها كما يلي :

$$P^{-1}\Sigma P^{-1\prime} = I \;\; \text{or} \;\; \Sigma = PP^{\prime} \qquad (42-6)$$

حيث P هي مصفوفة ثلاثية دنيا .

والآن ، دع $p^{-1}U_t = W_t$ ، وبالتالي فإن حدود الخطأ الجديدة هذه سوف تكون متعامدة وسوف يكون لها مصفوفة تغاير وحدة :

$$\begin{aligned} E(w_t w_s^{\prime}) &= 0 \quad \text{for} \;\; s \neq t \\ E(w_t w_s^{\prime}) &= I \quad \text{for} \;\; s = t \end{aligned} \qquad (43-6)$$

وبالعودة إلى تمثيل MA لنموذج VAR(P) ، وبالافتراض المستمر لحد ثابت ، يمكن كتابته :

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i} \qquad (44-6)$$

ويمكن إعادة كتابة (44) كما يلي :

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i w_{t-i} \qquad (45-6)$$

حيث : $\theta = \phi_i \rho$

مع هذا الوضع ، فإنه يمكن تمييز كل صدمة مع متغير . ومع ذلك ، ما زالت هناك عوائق أساسية لتحليل ردة الاندفاع . لاحظ أن θ_0 تقيس التأثير الآني للصدمة على متغيرات النظام للوقت $t \neq 0$ وحيث أن $\Theta_0 = I$ فإنه يتبعها أن تكون $P = \theta_0$. وعليه فإن Θ هي مصفوفة ثلاثية دنيا . ولهذه الخاصية مضمون هائل على هيكل الردات . وحيث أن العمود K لهذه المصفوفة يقيس التأثير الآني لصدمة الوحدة في المتغير K على باقي المتغيرات الأخرى ، سيؤثر

كثيراً على المتغير المدعو y_1 وكذلك على المتغير y_2 .. إلخ .

ولمشاهدة ذلك ، دعنا نأخذ مثالاً موضحاً بواسطة النظام (35) ، حيث يدعى الدخل y_1 والاستهلاك y_2 ومعدل الفائدة y_3 .

افترض أيضاً أن المصفوفة المقابلة Θ_0 تعطى بواسطة :

$$\theta_0 = \begin{pmatrix} 1.5 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0.7 \end{pmatrix} \quad \text{(columns: } y_1 \; y_2 \; y_3\text{)} \qquad (46\text{-}6)$$

ويعني عامل المصفوفة هذا ــ شريطة إعطاء الترتيب المتبنى ــ أن صدمة الوحدة في الدخل ليس لها أثر مباشر على الاستهلاك أو على معدل الفائدة (العمود الأول) ، بينما صدمة الوحدة في الاستهلاك لن يكون لها أي أثر مباشر على الدخل ولكن لها أثر يساوي 0.5 على معدل الفائدة (العمود الثاني) . وإذا ما أعدنا ترتيب المتغيرات بشكل مختلف فإن هيكل ردات الاندفاع سيكون مختلفاً .

وعليه ، فإن كل تحليل وترتيب لهذه المتغيرات في النظام سيعني حلقة سببية متسلسلة خاصة ومحددة بين هذه المتغيرات . ولنظام يتكون من k من المتغيرات هناك عدد مضروب (K!)K من الترتيبات لهذه المتغيرات . ومن هنا تأتي أهمية تبني ترتيب مناسب لهذه المتغيرات . وهذا العائق يتطلب ترجمة فورية متأنية وحذرة لردود الاندفاع .

وتجدر الإشارة إلى أنه في تحليل ردة فعل الصدمات بانحراف معياري واحد يؤخذ غالباً بديل لصدمة الوحدة للمتغير الذي آثاره تحت الدراسة . ويُتبنى هذا التغاير عادة بسبب وجود وحدات مختلفة لقياس المتغيرات . وهذا لايتعدى أن يكون مجرد إعادة قياس أو وزن ردات الاندفاع .

وفي بعض الحالات ، فإنه من المفيد تحليل التباين في متغير معين حسب مصادر نشوء الصدمة . فعلى سبيل المثال ــ في المثال المتعلق بالدخل ، الاستهلال ومعدل الفائدة ــ يمكن أن نتتبع تباين الدخل الذي يُعزى إلى الانحراف المعياري لصدمة الدخل والاستهلاك ومعدل الفائدة على التوالي . وعادة ما يطلق على هذا النوع من التحليل ، تحليل التباين .

6.6 نمذجة VAR في حالة عدم الاستقرار والمتغيرات المدمجة بشكل شامل :

حتى هذه النقطة ، كنا قد ركزنا على حالة نماذج VAR المستقرة حيث تكون

المتغيرات فيها مستقرة . وهذا الافتراض يستبعد الكثير من الحالات العملية والهامة ، حيث المتغيرات فيها مستقرة وحتى متكاملة بشكل تام .

في حالة المتغيرات غير المستقرة ، فإن نمذجة VAR تصبح أكثر استخداماً وشيوعاً . فإذا كانت المتغيرات غير مستقرة ، فإنه يمكن جعلها مستقرة وذلك لفروق السلاسل وبالتالي يمكن تقدير VAR ، ومع ذلك فإن هذه الإجابة ليست صحيحة أو ملائمة تماماً إذا ما كانت هذه المتغيرات مدمجة بشكل شامل . وفي هذه الحالة فإن VAR على شكل فروق ستكون مضللة طالما أنها تحذف أو تهمل بواقي الدمج المشترك . ويمكن معالجة هذه المشكلة من خلال نموذج تصحيح خطأ الموجه (VECM) كما سيبين لاحقاً .

اعتبر عملية VAR(P) ذات البعد – K كما يلي :

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + u_t \qquad (47-6)$$

وهذه العملية أدمجت بشكل كامل بترتيب r إذا كان $[\pi = I - A_1 - \ldots - A_p]$ لها ترتيب r ، وهكذا يمكن كتابتها $\pi = \alpha\beta$ ، حيث β هي المصفوفة المدمجة تماماً و α هي مصفوفة التحميل ، وكلا المصفوفتين لهما البعد (Kxr) نفسه .

لاحظ أن هناك ثلاثة احتمالات لترتيب π :[125]

- ترتيب $\pi = K$ ، π لها ترتيب كامل :

في هذه الحالة ليس هناك من جذور لـ $\Pi(Z) = 0$ يمكن أن تكون وحدة ، كما أنها معطاة على أن جميع هذه الجذور تقع خارج دائرة الوحدة ، y_t مستقرة . $\pi(Z)$ تكون متعدد الحدود المعرف في المعادلة (9) .

- ترتيب $\pi = 0$:

وفي هذه الحالة ، فإن معادلة $\pi(Z) = 0$ لها جذور وحدة K بدقة ، ويمكن تبيانها على أن $\triangle y_t$ لها تباين مستقر $VAR(P-1)$.

- ترتيب $\pi = K > r$

وفي هذه الحالة فإن π يمكن أن تتجسد كمنتج للمصفوفتين α و β المعرفتين أعلاه والمعادلة $\pi(Z) = 0$ لها جذور وحدة تساوي تماماً $K - r$.

وإذا ما كانت العملية مدمجة ، فإن لها تمثيل VECM التالي :

---

(125) اريكسون (Ericsson) 1992, : ص 268-269 .

$$(48-6) \qquad \Delta y_t = \mu - \alpha\beta' y_{t-1} + F_1\Delta y_{t-1} + \ldots + F_{p-1}\Delta y_{t-p+1} + u_t$$

حيث $F_i = -(A_{i+1} + \ldots + A_p)_1 \rightarrow i = 1, \ldots, \rho^{-1}$

لاحظ أن VECM الممثلة في المعادلة (48) هي VAR في الفروق الأولى زائداً موجه بواقي الدمج $(-\alpha\beta y_{t-1})$. لذلك ، فإن تقدير نموذج VAR بالفروق بحضور الدمج الشامل سيؤدي إلى سوء تصنيف . وفي الجانب الآخر ، فإن تقدير VAR بصورة متساوية سيقود إلى حذف قيود مهمة .[126]

إن تقدير الموجه المدمج في نموذج VAR قد نوقش في مكان آخر ، لذا فإنه لن تتم إعادة ذلك هنا .

في حالة المتغيرات المدمجة والمدمجة بشكل كامل ، فإن لردود الفعل تضمينات شيقة . وإذا كانت كل المتغيرات في عملية VAR هي I(1) وفي غياب الدمج الشامل ، فإن متغيرات K لهذه العملية عرضة لعدد K من الصدمات المستقلة الدائمة ، وعلى أية حال ، فإنه إذا كانت العملية مدمجة بترتيب r ، فإن النظام عرضة فقط إلى صدمات مستقلة عددها n − r .

حالة أخرى جديرة بالاهتمام بالنسبة للنمذجة وهي عندما يكون لدينا مزيج من متغيرات I(1) و I(0) ، وأغلب الإجراءات الشائعة في هذه الحالة هي تشكيل أو تركيب VAR ، حيث متغيرات I(1) قد تم تجسيدها بصور مختلفة ، ومتغيرات I(0) بصور متساوية . وعلى أية حال ، فإن التفسير الفوري لآثار الصدمات في هذه الحالة سوف يكون غريباً . فلمتغيرات I(0) ، يمكن أن يكون للصدمة تأثيرات مؤقتة فقط ، وعلى النقيض ، فإن أثر الصدمة المعطاة على متغيرات I(1) سوف يكون مؤقتاً على فروقها الأولى وسوف يكون دائماً على مستوياتها .[127]

ومما يستحق الإشارة هو أن نموذج VAR مع متغيرات متكاملة أو مدمجة تماماً ليس لديه تمثيل MA صحيح أو شرعي مثلما هو في معادلة (12) . ومع هذا ، فقد بين لوتكيبوهل (Lutkepohl) أن مصفوفتي المضاعف ϕ_i و θ يمكن احتسابهما كالمعتاد .

وبالنسبة للتوقع ، فإن فرض قيود الدمج الشامل في التقدير يحسن توقعات المدى الطويل بالمقارنة بتلك التوقعات المشتقة بواسطة VAR غير المقيدة .[128]

(126) روبرتسون (Robertson) وويكينس (Wickens) مرجع سبق ذكره : ص 34 .

(127) روبرتسون (Robertson) وويكينس (Wickens) مرجع سبق ذكره : ص 33 .

(128) انظر على سبيل المثال ، انجل ويو (1991) .

7.6 خاتمة (استنتاج) :

لقد عالجنا في هذا الفصل أسلوب النمذجة المستند على VAR . فقد وجد أن هذا الأسلوب مفيد جداً في التوقع وفي أنواع محددة من تحليل السياسات .

وقد أشارت معظم الأدبيات إلى أهمية تقييد عدد المعالم المراد تقديرها في نموذج VAR . وإحدى الطرائق لعمل ذلك كانت استعمال اختبارات متسلسلة ومعايير أداء أخرى . وهناك طريقة ناجحة أخرى قد اقترحت بواسطة أسلوب بايسيان BVAR . وقد تم استعراض كلا الطريقتين في متن هذا الفصل . إن عدم استقرار VAR بالإضافة إلى المتغيرات المتكاملة أو المدمجة بشكل شامل ، تستلزم اهتماماً خاصاً . وقد نوقشت الطرائق المختلفة لمعالجة عدم استقرار VAR .

إن معظم النتائج المتعلقة بـVAR المستقرة يمكن توسيعها لتشمل الحالات التي تعاني من عدم استقرار VAR أي تحليل ردة الاندفاع أو الفعل . وعلى أية حال ، فقد وجد أن توفر علاقات مدمجة بشكل شامل يحسن أداء التوقع لنموذج VAR ، بالرغم من أن التفسير الفوري لهذه العلاقة لا يعطى دائماً بشكل مباشر .





الفصل السابع

التوقعات في نماذج الاقتصاد القياسي

إن أهمية التوقعات في نماذج الاقتصاد القياسي معترف بها منذ زمن طويل. إلا أن التعامل مع التوقعات في نماذج الاقتصاد الكلي كان حديث العهد نسبياً. ويعتبر السبب الرئيسي في هذا انعدام وجود قياس مباشر للتوقعات.

ترجع بداية استعمال التوقعات في نماذج الاقتصاد إلى أعمال Koyck عن الاستثمار، و Friedman عن الدخل الدائم، و Cagan عن طلب النقود والتضخم، وكذلك Nerlove عن نماذج كوبواب (Cobweb Models) في الخمسينات.[129] واستمر مخطط التوقع المتكيف (Adaptive Expectations) الذي تستند عليه هذه الدراسات إلى غاية أوائل السبعينات.

في أواخر الخمسينات وبداية السبعينات، انبثقت مناهج تفكير لمدرستين مختلفتين من جامعة كارنيجي ميلون نفسها. الأول كان مُقاداً من قبل Herbert Simon الذي طور مفهوم الرشادة أو العقلانية (Rationality) والذي ركز على عدم قدرتها على شرح الظواهر الملحوظة.

وعلى نقيض المدرسة الأولى، كانت المدرسة الثانية، المُقادة من طرف John Muth، تؤكد نقص النماذج السابقة لكونها لا تأخذ السلوك العقلاني بعين الاعتبار. الطريقة الوحيدة لأخذ العقلانية بعين الاعتبار، حسب Muth، هي أن نفترض اتساق التوقعات الذاتية للمتعاملين الاقتصاديين مع التوقعات الموضوعية المساقة في النماذج التي تشرح سلوك هؤلاء المتعاملين. ويعرف هذا بفرضية التوقع العقلانية.

كانت فكرة Muth عبقرية إلا أنها لم تظهر إلا بعد أعمال Lucas، Sargent والعديد من الآخرين في أوائل السبعينات.[130] حينها بدأت فرضية التوقع العقلانية Expectation

(129) راجع، على سبيل المثال، شفرين Sheffrin، لتفاصيل أكثر.

(130) راجع على سبيل المثال، لوكاس وسارجنت Lucas & Sargent، لجمع بعض أهم الأوراق المتعلقة بالموضوع.

(Rational Hypothesis) تسيطر على عديد من المجالات الاقتصادية. وقد حركت هذه الفرضية بناء النماذج الاقتصادية نحو استخدام الحذر للتوقعات ولفتت الانتباه إلى احتمال عدم استقرار البرامترات الهيكلية لنماذج الاقتصاد القياسي الكلي أمام التغير في السياسات المستعملة ملقية بذلك بعض الشكوك حول معنوية وكفاءة سياسة الاقتصاد الكلي. ويعرف هذا الأخير بنقد لوكاس (Lucas Critique).

اعتباراً لتقويم سياسة الاقتصاد، وبالإضافة إلى نقد لوكاس، أثارت فرضية التوقع العقلاني بعض الشكوك حول بعض التقنيات لاستنتاج السياسات المثلى مثل نظرية التحكم الأمثل (Optimal Control).

فعلى سبيل المثال، ليس بالضروري أن تكون السياسة المثلى في الفترة 1 سياسة مثلى في الفترة 2 إذا كانت التوقعات عقلانية. وهذا يدعى بمشكلة تناقض الوقت (Time Inconsistency). وأفرزت المشكلة الأخيرة مشاكل أخرى متعلقة بمصداقية وسمعة السياسات الاقتصادية كما أحيت مناقشة مدى تطبيق السياسات عقلانياً (Discretion) أو على غرار قواعد ثابتة (Fixed Rules).

يعتبر تأثير فرضية التوقعات العقلانية مهماً في مجالات اقتصادية عديدة. ومن بين هذه المجالات نخص بالذكر توصيف بعض الأسواق كسوق تبادل العملات والأسهم، وأسواق السلع الأخرى، وكذلك اختبار كفاءة هذه الأسواق.

وعلى أية حال، فإن فرضية التوقعات العقلانية ترتبط بالعديد من المشاكل التقنية التي تخص الحل، والتعريف، والتقدير، والاختبار ثم المحاكاة باستعمال النماذج المتبنية للفرضية الأخيرة. هذه المشاكل يمكن أن تصبح أكثر تعقداً إذا حاولنا أن نمدد فرضية التوقعات العقلانية، على سبيل المثال، إلى النماذج غير الخطية والنماذج حيث لا تتوفر لدى المتعاملين الاقتصاديين معلومات متجانسة.

انتُقِدت فرضية التوقعات العقلانية لكونها تعتمد على معلومات تقييدية جداً حيث يفترض بأن المتعاملين الاقتصاديين يعرفون النماذج «الحقيقية» التي تشكل أساس سلوكهم وكذلك المتغيرات التي تؤثر في عمليات اتخاذ قراراتهم أو أن لهم قدرة عالية على التعلم من التجارب والملاحظات الماضية.

لقد قاد هذا الانتقاد إلى تطوير نماذج الاقتصاد القياسي شبه العقلانية (Partially

(Rational . وفي هذه النماذج، يفترض أن بعض الأسواق فقط عقلانيّ. هذه عادةً الأسواق التي يمكن أن تكون في حالة توازن مثل سوق السندات وأسواق الصرف الأجنبية.

جميع الأسواق العقلانية وغير العقلانية في النموذج نفسه تُعطي نوعاً مهماً من السلوك الديناميكي مسمى بتجاوز الهدف Overshooting (Undershooting)، حيث المتغيرات تفوق (تنقص عن) مستويات موازنتها للمدى الطويل حين تتعرض لصدمة ما.

وقد كان هذا النوع من السلوك مستعملاً على سبيل المثال في شرح تقلب أسواق تبادل العملات.[131] الانتقاد نفسه قاد مؤخراً إلى تطور نماذج جديدة تتضمن التعلم (Learning) حيث لا يفترض في هذه النماذج أن يكون الوكلاء الاقتصاديون على علم كامل بالنموذج الحقيقي المصور للحركة الاقتصادية. لذلك لهم حافز لتعديل توقعاتهم كلما توفر لديهم دليل جديد معنوي. وقد صنفت نماذج التعلم وفق كمية المعلومات المفترض أن تتوفر للوكلاء الاقتصاديين.

يحتوي هذا الفصل على مراجعة القضايا الحديثة المتعلقة بصياغة التوقعات في نماذج الاقتصاد القياسي الكلي. المقطع القادم يعالج افتراضات وخاصيات التوقعات العقلانية. المقطع 3 يعرف بقضايا الاقتصاد القياسي من تعريف وحل وتقدير واختبار النماذج القياسية للاقتصاد الكلي المتبنية لفرضية التوقعات العقلانية. يتطرق الجزء الرابع لنماذج التعلم. أما الجزء الخامس فسيخصص للاستنتاج والخلاصة.

1.7 افتراضات وخاصيات التوقعات العقلانية:

في هذا المقطع سنركز على الافتراضات الرئيسية والخاصيات المثلى لفرضية التوقعات العقلانية. كما سنقارن الافتراضات والخاصيات المتعلقة بالتوقعات الرشيدة مع تلك المعنية بأهم مخططات التوقعات البديلة أو بمعنى آخر فرضية التوقع المتكيف (Adaptive Expection Hypothesis).

لنفرض أن I_{t-1} هي مجموعة معلومات متوفرة لدى المتعاملين الاقتصاديين في الفترة (t – 1). يجب أن تتضمن هذه المجموعة كل البيانات الماضية حول المتغيرات والتوقعات التي تدخل في عملية اتخاذ قرار المتعاملين الاقتصاديين.

إذا جعلنا y_t^e تمثل التوقعات الموضوعية للقوى الاقتصادية بخصوص متجه من المتغيرات المعنية yt في الزمن (t – 1)، فإن فرضية التوقعات الرشيدة تعني:

---

(131) راجع دورنبوش (Dornbusch) (1976).

$$y_t^e = E(y_t / I_{t-1}) \qquad (7\text{-}1)$$

المعادلة (1) التي تشكل قاعدة نمذجة التوقعات في الاقتصاد القياسي الكلي، تجسد افتراضاً حاسماً والمتمثل في أن المتعاملين الاقتصاديين إما يعرفون التركيب الحقيقي للنموذج الأساسي أو يتصرفون وكأنهم يعرفونه، لكون توقعاتهم الذاتية تتطابق مع التوقعات الموضوعية المترتبة عن النموذج.

مع أن أغلب الدراسات تتركز على شروط الآنية الأولية (First moment Condition) المعطاة في (1)، فإن الافتراضات التي تتضمن شروطاً آنية أعلى يمكن استدراجها. لكن الأمور تبدو معقدة حين إضافة شروط آنية من حد أعلى. هذه المهمة الطموحة تعد خارج نطاق هذه الورقة.

إن تطور نظرية التوقعات العقلانية أو الرشيدة كان نتيجة للتعامل غير المرضي مع التوقعات في الأعمال السابقة.[132] ويعد كينز ج. م من أول الاقتصاديين الذين ركزوا على أهمية التوقعات في الاقتصاد الكلي بالرغم من أنه اكتفى بافتراض أن هذه التوقعات متغيرات خارجية أي تتحدد خارج النماذج الاقتصادية. فعلى سبيل المثال، سعر الفائدة المتوقع في المستقبل يدخل كمؤشر خارجي في دالة تفضيل السيولة الكينزية. هذا التعامل للتوقعات سيكون غير مناسب إذا كان سعر الفائدة المستقبلي ذاتي النشوء (أو داخلياً) حيث يحتاج شرح سلوكه من قبل متغيرات أخرى. ومن الجانب الاقتصادي القياسي، عندما تستعمل متغيرات حقيقية بالنيابة عن المتوقعة، فإن تقديرات طريقة المربعات الصغرى تكون غير متسقة ومتحيزة.

في سنة 1956، طور Cagan مخطط توقع تستعمل فيه القوى الاقتصادية أخطاء التنبؤات الماضية لتعدل توقعاتها الحالية. هذا المخطط يدعى بفرضية التوقع التكييفي (ف ت ت) كما سيناقش تاليا. تفترض (ف ت ت) أن تعديل التوقعات بطيء وكذلك يحتمل أن تقوم القوى الاقتصادية بأخطاء بصفة آلية، أو بمعنى آخر، بأن الناس ليسوا عقلانيين. اقترح Muth (1961). طريقة لتعريف العقلانية تجعل المتعاملين الاقتصاديين يستعملون كل المعلومات المتوفرة لديهم لإنشاء التوقعات. وفي هذا الوضع، ستكون للتطلعات (التوقعات) بعض خصائص الأمثلية التي لا تتوفر في أشكال أخرى للتوقعات.

إن فرضية التوقعات الرشيدة (ف ت ر) تعد إحصائياً مثلى (قصوية) حيث أنها

(132) عن المعالجة السابقة للتوقعات، انظر، على سبيل المثال، بيج Begg (1982).

تنتج حداً أدنى لمربع الأخطاء المتوقعة . ويمكن أن يرى هذا بشكل سهل في حالة متغير فردي Y_t .

لنفرض أن I_{t-1} هو متجه متكون من معلومات سابقة حول متغيرات ذات علاقة ، ولنفرض أن $g(I_{t-1})$ هو أي توقع آخر مستند على I_{t-1} و (g) أية دالة . بذلك :

$$E\left[y_t - E(y_t / I_{t-1})\right]^2 \leq E\left[y_t - g(I_{t-1})\right] \quad (7\text{-}2)$$

الافتراض (1) يعني كذلك أن التنبؤ بخطوة واحدة إلى الأمام حول الخطأ سيكون له بعض خاصية الأمثلية U_t .

(P1) خاصية التعامد (Orthogonality) :

لندع U_t خطأ التوقع $Y_t - y_t^e$ وبذلك :

$$E(u_t / I_{t-1}) = 0 \quad (3\text{-}7)$$

المعادلة (3) تعني أن خطأ التوقع ليس مرتبطاً مع أي متغير في مجموعة المعلومات I_{t-1} . إذا كان العكس ، فهذا يعني أن المتعاملين الاقتصاديين لم يستعملوا ارتباط الأخطاء للتحسين من توقعاتهم . وبمعنى آخر ، لم نستعمل المعلومة المتوفرة لديهم بالكامل ولذلك يكونوا غير عقلانيين .

(P2) نقص الارتباط المتسلسل :

$$E(u_t u_{t-s}) = 0; \quad \text{for } s \geq 1 \quad (4\text{-}7)$$

المعادلة (4) تعني أن خطأ التوقع غير مرتبط بقيمها المبطأة .

إن خاصية التعامد (orthogonality) تعني خاصيتين إضافيتين[133] :

(P3) عدم التحيز :

$$E(u_t) = 0 \quad (5\text{-}7)$$

(133) راجع بيزران (1987) Pesaran ، ص 26 .

(P4) الكفاءة :

$$E(u_t / y_{t-1}, y_{t-2}, ...) = 0 \quad (6\text{-}7)$$

وكما ذكر سابقاً، الخاصيات من (P1) إلى (P4) تهم الخطوة الواحدة المتقدمة لتنبؤ الخطأ. وعلى كل فهذه الخاصيات لا تخص عدد k خطوة متقدمة إذا كانت k أكبر من 1. يمكن أن نوضح بأن أخطاء الـ k خطوة المتقدمة مرتبطة بشكل متسلسل وتعتبر عملية متوسط متحرك بدرجة MA (k – 1).(134)

$$u_{t+k} = y_{t+k} - y^e_{t+k} \sim MA(k-1) , \quad k \geq 1 \quad (7\text{-}7)$$

بالإضافة إلى ما سبق، هناك خاصية أخرى تتعلق بتنقيح التوقعات. ويمكن أن نوضح أن تنقيح التوقعات بعد عدد K فترة إبطاء :

$$E(y_{t+j} / I_{t+k}) - E(y_{t+j} / I_t) = f(u_{t+1}, \dots , u_{t+k}) , \ 1 < k < j \quad (8\text{-}7)$$

يعتمد على معلومات جديدة بين t و t+k في صورة أخطاء التنبؤ. وبهذا، يتضح أن (8) هي كذلك MA(k – 1).

كل الخاصيات المذكورة أعلاه، تفترض أن القوى الاقتصادية تعرف النموذج الصحيح وقيم المعلمات. إذا اختل أي واحد من هذه الشروط فإن الخاصيات المذكورة أعلاه لا تكون صحيحة بشكل ضروري.

لاحظ أن الشرط (1) يمكن أن يعبر عنه بـ :

$$y_t = y^e_t + u_t \quad (9\text{-}7)$$

حيث y^e_t و U_t غير مرتبطين

يمكن أن نستنتج من (9) أن :

$$Var(y_t) \geq Var(y^e_t) \quad (10\text{-}7)$$

يمكن أن تستعمل هذه النتيجة في اختبار العقلانية حيث إذا توفرت البيانات عن التوقعات.

---

(134) راجع كيثبرتسون وآخرون (Cuthbertson et al.opcit) ص، 158-159.

لإبراز خاصيات (ف ت ر)، سنقارنها مع خاصيات (ف ت ت) التي سوف نتطرق إليها الآن .

(i) فرضية التوقع التكييفي (ف ت ت) :

يمكن أن نعبر عن (ف ت ت) بواسطة المعادلة التالية :

$$y_t^e - y_{t-1}^e = \theta(y_{t-1} - y_{t-1}^e),\ 0 < \theta < 1, \quad (11\text{-}7)$$

المعادلة (11) تعني أن القوى الاقتصادية تعدل تطلعاتها بشكل متناسب مع الأخطاء المتوقعة السابقة ، وإذا عدلنا المعادلة (11) ، يمكن أن نعبر عن y_t^e بـ :

$$y_t^e = \theta \sum_{j=1}^{\infty} (1-\theta)^{j-1} y_{t-j} \quad (12\text{-}7)$$

توحي المعادلة (12) بأن توقعات y_t يمكن أن تكتب على شكل متوسط متحرك مرجح هندسياً لقيمه الماضية مع أوزان تنحدر مع طول فترة الإبطاء .

وتعتبر الخاصة الأخيرة سبب العيب الأول المرتبط بـ (ف ت ت)، حيث أنه يمكن وقوع خطأ البخس أو المبالغة في تقدير القيمة الحقيقية للمتغير المتوقع تحت ف ت ت . وهذا مؤكد وصحيح إذا كان المتغير يزيد أو ينقص . لتوضيح هذه الحقيقة ، لنفرض أن المتغير y_t ينمو بنسبة معطية $g > O$ ، أي بمعنى :[135]

$$y_t = y_0 (1+g)^t \quad (13\text{-}7)$$

ومن (12) ينتج :

$$y_t^e = \theta y_0 \sum_{j=1}^{\infty} (1-\theta)^{j-1} (1+g)^{t-j} \quad (14\text{-}7)$$

ويمكن صياغة المعادلة (14) كالتالي :

$$y_t^e = \theta y_t (1+g)^{-1} \sum_{j=1}^{\infty} (1-\theta)^{j-1} / (1+g)^{t-j} \quad (15\text{-}7)$$

---

(135) الإثبات يتبع من بيزران (Pesaran) ص ، 17-19 .

وبما أن $(1-\Theta)/(1+g) < 1$ ، فإن الجمع يميل للصفر حين تقارب j اللانهاية وعليه :

$$y_t^e = \frac{\theta}{1+g} y_t < y_t \qquad (16\text{-}7)$$

تبين المعادلة (16) أنه متى ازدادت y_t فإن التوقع التكييفي يميل إلى تقليل تقدير القيم الحقيقية والعكس صحيح .

هذه النتيجة تلمح إلى أن القوى الاقتصادية تحت ف . ت . ت معرضة للقيام بأخطاء توقعية منتظمة أو آلية .

الاعتراض الثاني على ف . ت . ت يكمن في افتراض أن المعلومات المتوفرة لدى المتعاملين الاقتصاديين حول المتغير تحت الدرس حين احتساب التوقعات تقتصر على القيم السابقة للمتغير نفسه .

لقد أثبت Pesaran (1987) أن ف . ت . ت تتمتع بخاصية الأمثلية من حيث أنها تصغر متوسط مربعات أخطاء التنبؤ ، إلا في حالة اتباع الفرق من الدرجة الأولى للمتغير تحت الدرس عملية متوسط متحرك من الدرجة الأولى :

$$\Delta y_t = u_t - (1-\theta)u_{t-1}$$

لهذا فقد أكد Pesaran على ضرورة معرفة حقيقة نظام البيانات للتأكد من مغزى دراسة أمثلية التوقعات .

لتوضيح الفرق بين (ف . ت . ت) و (ف . ت . ر)، لنعتبر نموذج كوبواب (Cobweb) .

(ii) مثال : نموذج كوبواب (Cobweb)

فلنعتبر النموذج البسيط للعرض والطلب المعروف بنموذج كوبواب أو نسيج العنكبوت (Cobweb)

دالة العرض supply function
$$q_t = \alpha_1 x_{1t} + \beta_1 p_t^e + u_{1t} \qquad (18\text{-}7)$$

دالة الطلب demand function
$$q_t = \alpha_2 x_{2t} - \beta_2 p_t + u_{2t} \qquad (19\text{-}7)$$

حيث

q_t = كمية الموازنة

P_t = سعر السوق

P_t^e = السعر المتوقع

X_{1t}, X_{2t} = متغيرات خارجية مفترض معرفتها في $(t-1)$

U_{1t}, U_{2t} = أخطاء عشوائية غير مرتبطة بشكل متسلسل .

B_1 و β_2 مفترض أن تكون موجبة .

يمكن استخراج الحل بالنسبة لـ P_t باستعمال (18) و (19) :

$$p_t = \left[\frac{\alpha_2 x_{2t} - \alpha_1 x_{1t}}{\beta_1 + \beta_2}\right] + \left[\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}\right](p_t - p_t^e) + \frac{u_{2t} - u_{1t}}{\beta_1 + \beta_2} \qquad (20\text{-}7)$$

لندع $\epsilon_t = P_t - P_t^e$ ، بهذا يمكن أن نكتب المعادلة (20) كالتالي :

$$p_t = z_t' \alpha + \beta \epsilon_t + u_t \qquad (21\text{-}7)$$

حيث

$$z_t' = (x_{1t}, x_{2t}) \quad ; \quad \alpha = \left(\frac{-\alpha_1}{\beta_1 + \beta_2}, \frac{\alpha_2}{\beta_1 + \beta_2}\right)'$$

$$\beta = \frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2} \quad ; \quad u_t = \frac{u_{2t} - u_{1t}}{\beta_1 + \beta_2}$$

إذا تبنينا (ف . ت . ر) فسينتج عن ذلك :

$$p_t^e = E(p_t / I_{t-1}) = z_t' \alpha \qquad (22\text{-}7)$$

وإذا نحن تبنينا (ف . ت . ت) فسنحصل على :

$$p_t^e - p_{t-1} = \theta[p_{t-1} - p_{t-1}^e] \qquad (23\text{-}7)$$

بهذا ، من المعادلة (12) نحصل على

$$p_t^e = \theta \sum_{j=1}^{\infty} (1-\theta)^{j-1} p_{t-j} \qquad (24\text{-}7)$$

وسيكون سعر التوازن تحت (ف . ت . ر) هو :

$$p_t^* = z_t' \alpha + \frac{u_t}{1 - \beta} \qquad (25\text{-}7)$$

وتحت (ف . ت . ت)

$$p_t^* = \frac{z_t'\alpha}{1-\beta} - \left[\frac{\beta\,\theta}{1-\beta}\right]\sum_{j=1}^{\infty}(1-\theta)^{j-1}\,p_{t-j} + \frac{u_t}{1-\beta} \qquad (26\text{-}7)$$

لاحظ أن خطأ التنبؤ تحت (ف . ت . ر) يفي بالمعايير القصوية المذكورة سابقاً أي التعامد وعدم التحيز . وتحت (ف . ت . ت) فإنها لا ترضي هذه الفرضيات الأخيرة المذكورة . وبالتالي . فلنضع $\epsilon_t^* = P_t^* - P_t^e$ كخطأ التنبؤ وبهذا فإن هذا الخطأ عند (ف . ت . ر) و (ف . ت . ت) يكون على التوالي :

$$\epsilon_t^* = \frac{u_t}{1-\beta} \qquad (27\text{-}7)$$

$$\epsilon_t^* = \frac{z_t'\alpha}{1-\beta} - \left[\frac{\theta}{1-\beta}\right]\sum_{j=1}^{\infty}(1-\theta)^{j-1}\,p_{t-j} + \frac{u_t}{1-\beta} \qquad (28\text{-}7)$$

وينتج عن المعادلة (28) بأن $E(\epsilon^*/I_{t-1}) \neq 0$

إن سهولة التعامل مع (ف . ت . ت) يجب أن لا تجعلنا نتناسى قصورها خاصة في الحالة التي لا تتحدد فيها القيم الحالية للمتغير تحت الدرس بقيمه السابقة .

المقطع التالي يعالج العديد من مشاكل الاقتصاد القياسي المتعلقة بـ (ف. ت . ر)

2.7 أوجه فرضية التوقعات الرشيدة (ف. ت . ر) في الاقتصاد القياسي :

يعتني هذا المقطع ببعض قضايا نماذج الاقتصاد القياسي المدمجة لـ (ف. ت . ر) . هذه القضايا بالتعاقب تشكل حل النموذج والتعريف والتقدير ثم اختبار الفرضيات .

1.2.7 حل النموذج :

ضمن سياق نماذج الاقتصاد الكلي ، وجود الحل يتضمن كتابة المتغيرات الداخلية ، وكذلك المتغيرات المتوقعة للنموذج ، كدالة في المتغيرات المشاهدة فقط .

في نموذج كوبواب المذكور سابقاً ، حل التوقع الرشيد معطى في المعادلة (25) .

وجود الحلول لنماذج التوقع الرشيد ليس دائماً سهلاً . فالتعقيدات تتمثل في نماذج التوقعات التقدمية والنماذج غير الخطية . سنبدأ المراجعة ابتداء من التوقعات الرشيدة الخطية (ت . ر . خ) الحالية للمتغيرات الداخلية . وبعدها سنتحدث عن حالة النماذج المتعلقة بالتوقعات التقدمية . وآخر جزء من هذا المقطع سيتعلق بحل النماذج غير الخطية .

1.1.2.7 النماذج الخطية ذات التوقعات الحالية :

تحت شروط معتدلة ، يمكن للنماذج الخطية ذات التوقعات الحالية إنتاج حلول وحيدة . وللإدلاء بحلول النماذج ، لنفترض نموذج المعادلات الآنية التالي :

$$\mathbf{B y_t + \Gamma_1 y^{e}_{1,t} + \Gamma_2 z_t = u_t} \qquad (29\text{-}7)$$

حيث y_t متجه أبعاده $(nx1)$ متكون من متغيرات داخلية ، $y^e_{1,t}$ متجه أبعاده (n_1X1) متكون من متغيرات معروفة مسبقاً أو متوقعة في الوقت $(t-1)$ ، Z_t متجه أبعاده $(Kx1)$ متكون من متغيرات مفترض أن تكون معروفة أو متوقعة في الوقت $(t-1)$ ، U_t متجه أخطاء غير مرتبطة بشكل متسلسل وذات متوسط صفري .

الصيغة شبه مختزلة لـ (29) هي :

$$\mathbf{y_t = \Pi_1 y^{e}_{1-t} + \Pi_2 z_t + v_t} \qquad (30\text{-}7)$$

حيث

$$\mathbf{\Pi_1 \equiv -B^{-1}\Gamma_1,\ \Pi_2 \equiv -B^{-1}\Gamma_2,\ \text{and}\ v_t \equiv -B^{-1}u_t}$$

إذا افترضنا أن المتغيرات التي تظهر توقعاتها في النظام ، معطاة بواسطة المعادلات n_1 الأولى ، فإن المعادلة (30) تظهر بالشكل التالي :

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y_{1,t}} \\ \mathbf{y_{2,t}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{\Pi_{11}} \\ \mathbf{\Pi_{21}} \end{pmatrix} \mathbf{y^{e}_{1,t}} + \begin{pmatrix} \mathbf{\Pi_{12}} \\ \mathbf{\Pi_{22}} \end{pmatrix} \mathbf{z_t} + \begin{pmatrix} \mathbf{v_{1t}} \\ \mathbf{v_{2t}} \end{pmatrix} \qquad (31\text{-}7)$$

إذا أخذنا التوقعات الرياضية لكلا الجانبين من الجزء الأعلى من (31) فسنحصل على حل التوقع العقلاني التالي :

$$\mathbf{y^{e}_{1,t} = (I - \Pi_{11})^{-1} \Pi_{12} z_t} \qquad (32\text{-}7)$$

يمكن بسهولة ملاحظة أنه إذا كانت $(I - \Pi_{11})$ قابلة للانعكاس ، فالمعادلة (32) ستدلي بحل واحد .

يمكن أن تكون الطريقة المستعملة سابقاً في حل التوقع العقلاني معقدة إذا تضمنت المعادلة (29) توقعات متكونة عند نقاط مختلفة من الزمن الماضي .

وفي هذا الإطار ، أعطى Pesaran (1987) الشروط الضرورية للحصول على حل

وحيد. وبالتحديد فقد أعطى نظريات للحل الوحيد في الحالة العامة حين تدمج المعادلة تحت الدراسة متغيرات مبطأة أو لا تدمجها.[136] لن نتطرق لهذه الحالات هنا.

2.1.2.7 النماذج الخطية ذات التوقعات التقدمية (المستقبلية):

التعقيد الذي يظهر في النماذج الخطية ذات التوقعات المستقبلية هو أن الحل يعطى بواسطة استعمال معادلات الفروق للتوقعات الشرطية. في هذه الحالة، يمكن للنموذج أن يأخذ حلولاً متعددة.

ولكي نرى ذلك، نعدل المعادلة (29) بإدخال التوقعات المستقبلية $y^e_{1,t+1}$ المكونة في الزمن $(t-1)$:

$$By_t + \Gamma_1 y^e_{1,t+1} + \Gamma_2 z_t = u_t \tag{33-7}$$

وعليه يصبح شكل شبه الصيغة المختزلة كالتالي:

$$y_{1t} = \Pi_{11}(y^e_{t+1}) + \Pi_{12} z_t + v_{1t} \tag{34-7}$$

وإذا أخذنا التوقع لجانبي المعادلة الأخيرة نحصل على:

$$y^e_{1,t} = \Pi_{11}(y^e_{1,t+1}) + \Pi_{12} z^e_t \tag{35-7}$$

المعادلة (35) هي الآن معادلة تفاضلية من الدرجة الأولى في التوقعات الشرطية. وإذا استعملنا الحل بواسطة البديل التكراري (Recursive Substitution) فسنحصل على:

$$y^e_{1,t} = \sum_{s=0}^{\infty} \Pi^s_{11} \Pi_{12} (z^e_{t+s}) \tag{36-7}$$

حيث Z^e_{t+s} مفترض أن تكون جاهزة في وقت التوقع. لكي يمكن لهذا الجمع الذي لا ينتهي بأن يكون متقارباً (Convergent)، يجب أن تكون Z_t مستقرة وأن الجذور المميزة لـ Π_{11} أقل من الوحدة المطلقة.[137] لاحظ أن حل (34) لم يحتج هذه الشروط.

إذا حولنا (36) فترة زمنية واحدة إلى الأمام، فسنحصل على:

---

(136) هذه النظريات 51 و 52 في بيزران (Pesaran).

(137) راجع بيج Begg ص 96 ووآليس Wallis (1980) لتعميم هذه النتيجة.

$$y^{e}_{1,t+1} = \sum_{s=0}^{\infty} \Pi^{s}_{11} \Pi_{12} (z^{e}_{t+s+1}) \qquad (37\text{-}7)$$

من المهم جداً أن نلاحظ بأن حل التوقع الرشيد للمعادلة (36) بإضافة $^{2)}_{11}$ '' 11 هو حل آخر للمعادلة التفاضلية (35) .

وبهذا نستنتج أن نماذج التوقع الرشيد الخطية التي تحتوي على التوقعات المستقبلية للمتغيرات الداخلية لا تنطوي على حل واحد فقط . اقترح في الأدبيات عديد من المعايير بشأن اختيار حل وحيد . ومن بين هذه الاقتراحات اختيار الحل المشتق من الشرط الضروري لتحقيق الأمثلية للمشاكل المواجهة للقوى الاقتصادية ، أو اختيار حل ذي أدنى تباين أو حل يتوفر فيه شرط الاستقرار .[138]

في حالة نماذج التوقع الرشيد ذات المتغير الواحد وذات تطلعات مستقبلية هناك خمس تقنيات رئيسية للحلول مقترحة في الأدبيات :

- طرق المعاملات غير المقررة (Undetermined Coefficients) .
- طريقة Z التحويلية (Z-Transform)
- طريقة البديل التكرارية الأمامية (Forward Recursive Substitution)
- طريقة مارتينجال (Martingale)
- طريقة الاختلاف لمارتينجال (Martingale Difference)

كل هذه الطرق التي يمكن استعمالها في مجال نماذج التوقع العقلاني الخطية ذات المتغيرات المتعددة ، سبق أن نوقشت ودرست وحللت عن طريق أمثلة من طرف Pesaran (1987) وللقارئ المهتم مراجعة هذا المرجع .

3.1.2.7 نماذج التطلعات العقلانية غير الخطية :

مسألة « غير الخطية » سواء فيما يتعلق بالمتغيرات ، العوامل ، أو التوقعات الرشيدة تشكل مشكلتين رئيسيتين لحل النماذج . أولاً ، نماذج التوقعات الرشيدة غير الخطية لا تنطوي على صيغة مختزلة واضحة . لهذا لا يمكن حل المتغيرات المتوقعة كدالة في المتغيرات المشاهدة . ثانياً ، وعلى خلاف الحالة الخطية ، الحل الحتمي للنموذج ، المتحصل عليه بواسطة تقييد كل الأخطاء بقيم صفرية ـــ لم يعد يتطابق مع القيم المتوقعة للمتغيرات الداخلية .

وعليه ، فإن حل نماذج التوقع العقلاني غير الخطية يستلزم بعض طرق الحل العددية .

---

(138) لتفاصيل أبعد ، راجع بيزران (Pesaran) .

Taylor و Fair (1983) اقترحا حلاً خوارزمياً، غالباً ما يسمى بطريقة المسار الممددة (Extended Path)، يعتمد على طريقة حل غاوس ـــ سيديل[139] (Gauss-Seidel). طريقتهما تبدأ بإعطاء مسار أولي اعتباطي لقيم التوقعات ثم حل النموذج تحت قيد هذه القيم الأولية. بعدها يأخذ المتغير قيمة الحل المشتق من المرحلة الأولى. وتتكرر العملية لغاية التقارب حيث تتسق متغيرات التوقع المستعملة في المرحلة الأولى مع القيمة المتجددة في المرحلة التالية.[140] Taylor و Fair (1990) حسّنا عمل (1983) باقتراح طريقة أسهل لتقدير نماذج التوقع العقلاني غير الخطية باستعمال طريقة (FIML). كذلك اقترح Hall و Currie (1994). العديد من التقنيات التكرارية الأخرى، ووصفا العديد منها.

تجدر الإشارة إلى أهمية الشروط النهائية (Terminal Conditions) في حالات حل نماذج التوقع العقلانية غير الخطية. في الحالة الخطية، يشتق الحل عادة بالنسبة للأفق اللامنتهي حيث أن كل المتغيرات تميل إلى قيمتها الساكنة (Steady States). أما في حالة نماذج التوقعات العقلانية غير الخطية المتعلقة بالتنبؤات المستقبلية فإنه يلزم فرض مجموعة من الشروط الطرفية أو (النهائية) بشكل واضح لضمان حل محدود للنموذج. ويجب تحديد الشرط النهائي عند نقطة بعيدة في المستقبل كي نتجنب تأثيره على الجزء المبكر للحل. وأيضاً، يلزم أن يتوفر فيه الاتساق مع حل النموذج. لكن، ولسوء الحظ، تنفيذ هذه المعايير نادراً ما يتم في الواقع نظراً لعدم الوصول إلى حلول التوازن في حالة النماذج الكبيرة.[141]

2.2.7 التعريف :

يعتبر تعريف نماذج التوقع العقلاني (ن. ت. ع) أكثر تعقيداً من نماذج التوقع غير العقلاني وذلك لسببين على الأقل. الأول، هو أن (ن. ت. ع) تستعمل متغيرات متوقعة غير ملحوظة بشكل مباشر، وفي المقابل فإن البرامترات المناظرة تحتاج إلى متغيرات مشاهدة لكي يتم تعريفها. ثانياً، المعاملات الهيكلية يجب تعريفها انطلاقاً من صيغة شبه مختزلة.

على الرغم من استحالة الحصول على قاعدة عامة للتعريف، هناك شروط يمكن اشتقاقها كما سنبرز لاحقاً بالنسبة للتوقعات الرشيدة الخطية ذات التنبؤات الحالية وأخرى

---

(139) طريقة المسار الممدد استعملت في برنامج الحاسب Troll المستعمل بكثرة في نماذج الاقتصاد القياسي الكلي الكبيرة.

(140) الشرح الكامل لطريقة التكرار أعلاه يمكن قراءته في فير وتايلور Taylor & Fair (1983)، ص 1171-1172.

(141) كوري وهال Currie & Hall، ص 102.

بالنسبة للتوقعات الرشيدة الخطية ذات التنبؤات المستقبلية . لكنْ لن نتطرق لتعريف نماذج التوقعات الرشيدة غير الخطية وكذلك للنماذج التي تخلط التوقعات الحالية والمستقبلية .

1.2.2.7 تعريف نماذج التوقعات الخطية ذات تطلعات حالية :

لمناقشة قضية التعريف . فلنعتبر ثانية النموذج المعطى في (29) .

$$B y_t + \Gamma_1 y_t^e + \Gamma_2 z_t = u_t \qquad (38\text{-}7)$$

حيث y_t^e متجه ذو أبعاد (nx1) مع ترك بقية الافتراضات . تحت (ف . ت . ر) ، لدينا $z_t^e = E(z_t/I_{t-1})$, $y_t^e = E(y_t/I_{t-1})$

إذا أخذنا التوقع لكلا الجانبين من (38) ، وقمنا بإيجاد الحل بالنسبة لـy_t^e فسنحصل على :

$$y_t^e = -(B + \Gamma_1)^{-1} \Gamma_2 z_t^e \qquad (39\text{-}7)$$

باستبدال (39) في (38) ، نحصل على الصيغة شبه المختزلة التالية :

$$B y_t - \Gamma_1 (B + \Gamma_1)^{-1} \Gamma_2 z_t^e = u_t \qquad (40\text{-}7)$$

كما أشار Pesaran (1987) ، إذا أمكن توقع المتغيرات الخارجية Z_t بشكل تام ، أو كانت معروفة في وقت $(t-1)$ ، فالصيغة شبه المختزلة المذكورة أعلاه هي مكافئة لنموذج التوقعات غير الرشيدة التالي :

$$B y_t + \Gamma z_t = u_t \qquad (41\text{-}7)$$

قسَّم Pesaran متجه المتغيرات الخارجية Z_t إلى متجهين الأوّل Z_{1t} الذي يضم القيم التي لا يمكن تنبؤها بشكل تام ، والثاني Z_{2t} الذي يضم القيم المعروفة أو المتوقعة بشكل تام في الوقت $(t-1)$. وعلى ذلك فالمصفوفة Γ_2 مقسمة إلى Γ_{21} و Γ_{22} .

بغياب أي قيود على التباين وعلى متجه الأخطاء U_t ، استعمل Pesaran طريقة القيود المتجانسة (Homogeneous Restrictions) لاستنتاج شروط التعريف للحالات المذكورة أعلاه .

لتكن á السطر رقم $i(i^{th})$ من المصفوفة $(A = B, \Gamma_1, \Gamma_{21}, \Gamma_{22})$ ولنعتبر عدد I من القيود الخطية استنتاجية على عناصر معادلة مميزة i يمكن أن نكتب هذه القيود كالتالي :

$$a' \Phi = 0 \qquad (42\text{-}7)$$

حيث Φ مصفوفة $[(2n+K)x1]$. وفي الحالة التي يمكن فيها التوقع التـام لـ Z_t ، أنشأ بيزران شرط الرتبة التالي :

$$\text{Rank}\begin{bmatrix} A\,\Phi & 0 \\ B(\Phi_b - \Phi_{\Gamma 1}) & \Gamma_{21} \end{bmatrix} = 2n - 1 \qquad (43\text{-}7)$$

حيث $\bar{\Phi}_b$ و $\Phi_{\Gamma 1}$ أجزاء المصفوفات الملائمة للمصفوفة

$$\Phi' = (\Phi'_b, \Phi'_{\Gamma 1}, \Phi'_{\Gamma 21}, \Phi'_{\Gamma 22})$$

كما اشتق بيزران أيضاً شرط الترتيب التالي :

« حين تكون Z_{1t} معروفة ، فالشرط الضروري لتعريف معادلة معطاة في النموذج (38) هي أن مجموع عدد المتغيرات الخارجية زائداً مجموع عدد المتغيرات التي يمكن تنبؤها تنبؤاً تاماً ، يجب أن يساوي على الأقل مجموع عدد المتغيرات المحتوية في المعادلة ناقصاً واحداً » .

وفي مناقشته للتعريف في حالة Z_{1t} مجهول ، غير بيزران نموذج (38) ليحتوي قيم المتغير الخارجي بفترات إبطاء :

$$By_t + Cy_t^{*} + \sum_{i=0}^{s} \Gamma_i z_{t-i} = u_t \qquad (44\text{-}7)$$

وقد افترض أيضاً أن Z_{1t} قد تولدت من خلال عملية الانحدار الذاتي التالية :

$$z_{1t} = \sum_{i=1}^{r} R_i z_{t-i} \qquad (45\text{-}7)$$

وقد أكد ضرورة تتمة الشرط $r>s$ كي يعرف النموذج (38) وإلا فإنه يصبح محالاً التمييز بين نماذج التوقعات العقلانية مثل (38) ونماذج عدم التوقعات العقلانية بفترات إبطاء لا متناهية .

وانطلاقاً من الشروط المعطاة أعلاه ، استنتج بيزران الرتبة وشروطاً أخرى مشابهة للحالة التي تكون فيها Z_{1t} معروفة .

2.2.2.7 تعريف نماذج التوقعات العقلانية الخطية مع التوقعات المستقبلية :

لنفترض نموذج التوقعات العقلانية التقدمي التالي :

$$By_t + CE(y_{t+1}/I_t) + \sum_{i=0}^{s} \Gamma_i z_{t-i} = u_t \qquad (46\text{-}7)$$

مع افتراض أن قيم كل الجذور المميزة لـ $C^{1-}B$ غير الصفرية توجد داخل دائرة الوحدة وأن Z_t و U_t ذو تباين مستقر ، يمكننا أن نبين بأن الحل الوحيد المستقر هو كالتالي :

$$y_t = \sum_{j=0}^{s} \Delta_j z_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} D^j \Delta_0 z^e_{t+j} + v_t \qquad (47\text{-}7)$$

حيث

$$\Delta_j = -\sum_{i=1}^{s} D^{i-j} B^{-1} \Gamma_i \qquad \text{for } j = 0, 1, ..., s ;$$

$$D = -B^{-1} C \text{ , and } V_t = B^{-1} U_t \text{ .}$$

لاحظ أن y_t تعتمد على كل القيم المستقبلية للمتغيرات الخارجية في النظام . وقد أشار بيزران إلى أنه ، إذا كانت المتغيرات الخارجية معروفة ، فغير محتمل أن يصبح النموذج المذكور أعلاه معرفاً لأن المعاملات الهيكلية تدخل الشكل شبه المختزل بشكل غير خطي .

حين تكون Z^e_{t+j} معروفة ، يظهر بيزران أنه ما زال الشرط الضروري للتعريف متمثلاً في $r>S+1$. تحت هذه الظروف ، استنتج أن شروط الرتبة والترتيب الضرورية للتعريف هي مشابهة لشروط التعريف الخاصة بنماذج التوقعات العقلانية الخطية مع توقعات حالية .

الاستنتاج الإجمالي من الدراسات عن تعريف نماذج التوقعات العقلانية الخطية هو أن التعريف الأخير غالباً ما يتطلب المعلومات المسبقة (عن طول ونوع التأخر) غير المتوفرة بشكل سهل . هذا يجعل التميز بين النماذج العقلانية وغير العقلانية صعباً جداً أو مستحيلاً . وهذا له تأثير كبير بالنسبة لتحليل السياسات لكون النموذجين غالباً ما يولدان توصيات معاكسة .

3.2.7 تقدير نماذج التوقعات العقلانية :

هناك العديد من أنواع التقدير المقترحة في إطار الدراسات المتعلقة بنماذج التوقعات الرشيدة . وطرق التقدير هذه يمكنها أن تصنف بشكل واسع في إطار تقدير المعلومات المحدودة (Limited Information) والمعلومات الكاملة (Full Information) . فالأول ليس بحاجة للوصف الكامل للعمليات العشوائية في التقدير ، بينما الأخير يتطلب وصفاً كاملاً لهذه العمليات .[142]

عملية التقدير المستعملة ، تعتمد على كون النموذج خطياً أو غير خطي وكذلك على

(142) بيزران ص 162 (Pesaran) .

احتوائه للتوقعات الحالية أو المستقبلية . الفقرة التالية تتعامل مع بعض أنواع التقدير المقترحة في حالة النماذج الخطية مع توقعات حالية (ومبطأة) . تتعقبها حالة النماذج غير الخطية ذات التوقعات المستقبلية . وآخر فقرة في هذا الجزء تتطرق للنماذج غير الخطية . ويفترض في كل ما يتبع ، أن كل النماذج المأخوذة بعين الاعتبار معرفة .

1.3.2.7 تقدير نماذج التوقعات العقلانية الخطية ذات التوقعات الحالية :

لغرض التحليل ، سنستعمل النموذج المعرف في المعادلة (29) مع كل الافتراضات المتعلقة به .

لتحليل إجراءات تقدير المعلومات المحدودة ، سنأخذ المعادلة i في النموذج (29) :

$$\mathbf{y_i = Y_i \beta_i + Y^e_{1i}\,\gamma_{1i} + Z_i\,\gamma_{zi} + u_i \quad i = 1, \ldots, n} \qquad (48\text{-}7)$$

$$\mathbf{(T\times1) = (T\times n_i)(n_i\times1) + (T\times h_i)(h_i\times1) + (T\times k_i)(k_i\times1) + (T\times1)}$$

حيث Y^e_{1i} مصفوفة ذات أبعاد (Txhi) ومتكونة من المتغيرات الداخلية ذات التطلعات الموضحة في المعادلة الهيكلية i .

في ما يلي ، سنتحدث عن إجراءات التقدير الرئيسية الثلاثة ، الأولى والثانية تحدد إجراءات معلومات محدودة ، والأخيرة تتعلق بطريقة الاحتمال الأقصى .

طريقة الخطوتين (Two Step) للتقدير أو طريقة البديل (Substitution) :

يتضمن إجراء تقدير « الخطوتين » الحصول على تقديرات متسقة للمتغير المتوقع في الخطوة الأولى ثم استبدال هذه التقديرات في النموذج الأصلي للحصول على تقديرات متسقة للمعاملات . وتسمى هذه الطريقة أيضاً بطريقة البديل .

لشرح هذه الطريقة نفرض أن مصفوفة المتغيرات الداخلية Y_i ترتبط بالمصفوفة S للمتغيرات المعروفة في وقت التوقعات بواسطة معادلة الارتداد (الانحدار) التالية :

$$\mathbf{Y_i = S\,\Delta_i + V_i} \qquad (49\text{-}7)$$

حيث V_i متجهات أخطاء الضجيج الأبيض (White noise) مفترض أن تكون غير مرتبطة مع S .

تقديرات طريقة المربعات الصغرى لـ Δ_i في (49) معطاة من قبل :

$$\hat{\Delta}_i = (S'S)^{-1} S'Y_i = \Delta_i + (S'S)^{-1} S'V_i \quad (50\text{-}7)$$

ويتلو ذلك :

$$\hat{Y}_i = S\hat{\Delta}_i = S\Delta_i + S(S'S)^{-1}S'V_i = Y_i^e + P_s V_i \quad (51\text{-}7)$$

انطلاقاً من $\hat{Y}_i$ يمكن اختيار المصفوفة الملائمة $\hat{Y}_{1i}$ ووضعها في (48) لتعطي المعادلة التالية :

$$y_i = Y_i \beta_i + \hat{Y}_{1i} \gamma_{1i} + Z_i \gamma_{2i} + \xi_i \quad (52\text{-}7)$$

حيث ϵ_i خطأ ملائم .

يمكن كتابة المعادلة (52) على الهيئة المضغوطة كما يلي :

$$y_i = X_i \delta_i + \xi_i \quad (53\text{-}7)$$

حيث $X_i = [\, Y_i \; \hat{Y}_{1i} \; Z_i \,]$ and $\delta_i = [\, \beta_i' \; \gamma_{1i}' \; \gamma_{2i}' \,]$

يمكن الحصول على تقدير متسق لـ δ_i إذا كانت هناك مصفوفة ملائمة لمتغيرات وسيطة W_i تحتوي على $\hat{Y}_{1i}$ و Z_i ، بحيث المتغيرات الوسيطة لـ Y_i تكون غير مرتبطة بالخطأ في المعادلة (53) .

مثل هذا التقدير بعطى بواسطة :

$$\hat{\delta}_{IV} = (W_i' X_i)^{-1} W_i' y_i \quad (54\text{-}7)$$

طريقة الخطأ في المتغيرات : (ط . خ . م)

تحت (ف . ت . ر) فإن المتغيرات المشاهدة والمتوقعة مرتبطتان كالتالي :

$$Y_i = Y_i^e + V_i \quad (55\text{-}7)$$

باستعمال الجزء المعني لهذه المعادلة ووضعه في المعادلة (48) نحصل على :

$$y_i = X_i \delta_i + \xi_i \quad (56\text{-}7)$$

حيث : $\xi_i = u_i - V_i \gamma_{1i}, \; X_i = [Y_i \, Y_{1i} \, Z_i], \text{ and } \delta_i = [\beta_i' \gamma_{1i}' \gamma_{2i}']'$.

لاحظ أن العملية الأخيرة تشكل خطأ في المتغيرات لكون Y_{1i} الآن مرتبط بحد الخطأ في (56). وعلاوة على ذلك، وكما أشار Wallis (1980)، فمن المحتمل أيضاً أن يحدث ارتباط بين Z_i وحد الخطأ نفسه.

(ط . خ . م) تقترح المعاملات المختلفة للمعادلة (56) باستعمال المتغيرات المساعدة (Instrumental Variables). وعلى كل، يجب أن نتذكر بأنه من المحتمل أن لا تكون Z_i خارجية محضة. وهذا يمثل واحداً من نقاط ضعف (ط . خ . م). وعائق آخر لهذه الطريقة (ليس بأقل أهمية) هو أنها لا تعير نفسها إلى الحالة التي يظهر فيها المتغير وتوقعه في المعادلة نفسها.

تقدير الاحتمال الأقصى (MLE) :

إجراءات التقدير أعلاه تستند على المعلومات المحدودة حول العمليات العشوائية المستخدمة. ومشتقة من الصيغة الضعيفة لـ (ف . ت . ر). تفترض الصيغة الضعيفة بأن المتعاملين الاقتصاديين لا يقومون بأخطاء متواصلة. لطريقة المعلومات المحدودة فائدتان على الأقل بالمقارنة مع طرق المعلومات الكاملة. الأولى فهي أقل تعقيداً من ناحية التحليلات الحيسوبية. والثانية تتعلق بكونها أكثر متانة لبعض أنواع إساءات التحديد. وعلى كل حال، فهي ليست ملائمة للتعامل مع الصيغة القوية للتوقعات الرشيدة حين يتصرف المتعاملون كما لو أنهم يفهمون تركيب النموذج. وفي هذا الشكل يجب الأخذ بالحسبان خلال التقدير كل التقييدات عبر المعادلات والمشتقة من النظرية.

يجدر بالذكر أن الحل النموذجي عادة يفترض الشكل القوي لـ (ف . ت . ر). ولهذا السبب، فإن طرق المعلومات الكاملة للتقدير تستعمل الحل كقيد لتقدير النموذج.

لمناقشة طريقة تقدير الاحتمال الأقصى، سنفترض أن المتجه U_t في (38) طبيعي وغير مرتبط بشكل تسلسلي مع مصفوفة التباين Σ.

بحل (38) من أجل y_t نحصل على المعادلة التالية :

$$By_t - \Gamma_1(B + \Gamma_1)^{-1}\Gamma_2 z_t = u_t \qquad (57\text{-}7)$$

حيث يفترض أن متجه المتغيرات الخارجية معروف في وقت تكوين التوقعات. وهذه المعادلة تأخذ الشكل العادي :

$$By_t + \Gamma z_t = u_t \quad (58\text{-}7)$$

حيث

$$\Gamma = -\Gamma_1(B + \Gamma_1)^{-1}\Gamma_2 \quad (59\text{-}7)$$

تستند طريقة المعلومات الكاملة لتقدير الاحتمال الأقصى (FIML) على نظام معادلات آنية ، وتستنتج التقديرات بإيجاد الحل الأقصى للدالة التالية :

$$L = T\log|B| - \frac{T}{2} + tr(\Sigma^{-1}S) \quad (60\text{-}7)$$

حيث $s_{ij} = \frac{u_i' u_j}{T}$.

استناداً لـ Chow (1983) ، يمكن تمثيل المعادلة (57) كالتالي :

$$A(\alpha)x_t = u_t \quad (61\text{-}7)$$

حيث X_t متجه يحتوي على جميع المتغيرات في (57) و α متجه كل المعاملات المجهولة في المصفوفة التابعة لـ(57) . يمكن الحصول على تقدير α بتعظيم دالة الاحتمال الأقصى اللوغارتمية المضغوطة بالنسبة لـ Σ :

$$L^* = T\log|B| - \frac{T}{2}\log|A(\alpha)X'XA'(\alpha)| \quad (62\text{-}7)$$

حيث X هي مصفوفة (TxS) المتكونة من T مشاهدة لكل عضو من المتغيرات الخارجية والداخلية الموضحة في (57) . وقد وصف Wallis (1980) طريقة تكرارية لإيجاد تقدير α (FIML) في (62) .

وتوجد طرق أخرى تكرارية عامة في Parke و Fair (1980) و Parke (1982).

2.3.2.7 تقدير نماذج التوقعات العقلانية الخطية ذات التوقعات المستقبلية :
ــ طرق المعلومات غير الكاملة

يمكن مد طرق المعلومات المحدودة في حالة التوقعات العقلانية الخطية ذات التوقعات الحالية إلى حالة النماذج ذات التطلعات المستقبلية . إلا أنه يجب مراعاة الحذر في اختيار المتغيرات المساعدة الملائمة . لكي نرى ذلك ، فلنُعِدْ كتابة المعادلة (29) كالتالي :

$$y_i = Y_i \beta_i + Y_{1i}^e \gamma_{1i} + Z_i \gamma_{2i} + u_i \qquad i = 1, ..., n \tag{63-7}$$

حيث Y_{1i}^e تصبح الآن التوقعات المستقبلية للمتجه Y_{1i} المكون في الزمن $(t-1)$، ولنجعل $(t+1)$ الفترة المستقبلية .

الصعوبة في هذه الحالة تنشأ من كون الأخطاء المتوقعة التالية :

$$V_{1i} = Y_{1i} - Y_{1i}^e \tag{64-7}$$

لم تعد غير مترابطة بشكل تسلسلي ، ولكنها تتبع نظام MA(1) ، وتعتمد على المعلومات الجديدة في الزمن t و t + 1 . وكما أشار Begg ، بما أنه يوجد عدم الارتباط التسلسلي بين الأخطاء المتوقعة ، والمعلومات المكونة في وقت $(t-1)$ ، فيجب علينا توخي الحذر في اختيار المتغيرات المساعدة الملائمة .[143]

في طريقة التقدير بخطوتين أو طريقة البديل ، نكتب المعادلة (63) كما يلي :

$$y_i = X_i \delta_i + \xi_i \tag{65-7}$$

حيث تعريف X_i كما هو في (53) أو (56) . إذا كانت W_i مصفوفة لمتغيرات مساعدة مرشحة لـ W_i ، فيجب اختيار X_i بشكل تكون فيه مرتبطة بـ W_i لكن غير مرتبطة بـ ξ_i .

بالرغم من أن لـ ξ_i مصفوفة تباين غير ثابتة ، فالتصحيح بطريقة الانحدار الخطي العام (GLS) للمتغيرات المساعدة يمكن أن ينتج تقديراً غير متسق لـ δ_i .[144] وهذا صحيح عموماً في نماذج التوقعات العقلانية أو الرشيدة . هناك العديد من إجراءات التصحيح المقترحة في الدراسات المتعلقة بهذا المجال . من أهمها تلك التي اقترحت من قبل Hodrick و (1980) Hansen ، Sims و Hayashi (1983) ، و Cumby وآخرون (1983) . مناقشة هذه الإجراءات يمكن الحصول عليها في بيزران (1987) و Cuthbertson وآخرون (1992) .

طريقة المعلومات الكاملة MLE :

طريقة MLE المتحدث عنها في حالة التطلعات الحالية يمكن استعمالها بسهولة في حالة التطلعات المستقبلية شريطة أن يكون هناك حل للنموذج .

---

(143) بيج Begg (1982) ، ص 111 .

(144) راجع بيج (Begg) ص 112-113 للإثبات ومراجعة أبعد .

وفي هذه الحالة يمكن حل دالة الاحتمال الأقصى للصيغة المختزلة ذات المعاملات المعتمدة على المعاملات الهيكلية التركيبية للنموذج كما سبق شرحه . وعلى أية حال ، فإنه يمكن استعمال الإجراءات التكرارية كالتي اقترحت من قبل Taylor و Fair (1983) ، والمذكورة سابقاً ، في تقدير الصيغة الهيكلية المباشرة .

3.3.2.7 تقدير نماذج التوقعات العقلانية غير الخطية :

كما أشير سابقاً ، اقترح Taylor و Fair (1983) الحل العددي وإجراءات التقدير لنماذج التوقعات العقلانية غير الخطية .

لقد اعتبرا النموذج التالي :

$$f_i\,(y_t, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p}, \underset{t-1}{E}\, y_t, \ldots, \underset{t-1}{E}\, y_{t+h}, x_t, \alpha_i\,) \;=\; u_{it} \qquad (66\text{-}7)$$

حيث أن $i = 1,\ldots n$ مع افتراض الـ m معادلات الأولى عشوائية .

حيث أن y_t متجه المتغيرات الداخلية ذو أبعاد n ، X_t متجه المتغيرات الخارجية ، E_{t-1} التوقع في الوقت $(t-1)$ ، αi متجه المعاملات ، U_{it} متغيرات عشوائية ثابتة ومستقرة مع متوسط يساوي الصفر وإمكانية ارتباطها عبر المعادلات .

يمكن الحصول على مقدر MLE للنموذج (66) وذلك بتعظيم الدالة التالية بالنسبة لـ α :[145]

$$L \;=\; -\frac{T}{2}\log|S| \;+\; \sum_{i=1}^{T}\log|J_t| \qquad (67\text{-}7)$$

حيث

$$S \;=\; \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} u_{it}\,u_{jt} \qquad i, j = 1, \ldots, m$$

$$J_t \;=\; \left(\frac{\delta f_i}{\delta y_{jt}}\right) \qquad i, j = 1, \ldots, n$$

وقد استطاع Taylor و Fair ، باستعمال طريقة الحل المقترحة ، حساب U_{it} والحصول على S . بعدها تم تعظيم L في (67) من خلال الطريقة العدية المعروفة لإجراءات MLE ، كتلك المقترحة من قبل Parke و Fair (1980) .

---

(145) إذا كانت U_{it} مرتبطة ، فيحب تغيير (67) ولو بقليل ، راجع فير وتايلور (Fair & Taylor) ، ص 1180 .

إلا أن العائق في هذه الطريقة هو الاعتماد المكثف على الحساب الآلي ، ولهذا فقد اقترحا طريقة أسهل تستند على التقريب الخطي إلا أن تجربة هذه الطريقة لم تؤد إلى نتائج مشجعة .

4.2.7 الاختبار في نماذج التوقعات الرشيدة :

حركت نماذج التوقعات الرشيدة الاهتمام لاختبار مدى فعالية وواقعية فرضية التوقعات الرشيدة . وعلاوة على ذلك فقد استعملت (ف . ت . ر) لاختبار كفاءة الأسواق مثل أسواق السندات وتبادل العملات ، وكذلك لدراسة درجة اختلاف تأثيرات السياسات المتوقعة وغير المتوقعة .

سنراجع في هذا المقطع أهم الاختبارات المنجزة ضمن (ف . ت . ر) وبعض القضايا المرتبطة بها .

1.4.2.7 اختبارات العقلانية :

مع الاختلاف في السلوك والسياسات المتوخاة بين نماذج التوقع العقلاني وغير العقلاني ، فإن اختبار العقلانية قد أصبح قضية جديرة بالدراسة والتحليل .

يمكن تقسيم اختبارت العقلانية إلى اختبارات مباشرة وغير مباشرة . فالاختبارات المباشرة هي المنجزة حين تتوفر لدينا مشاهدات مباشرة موثوقة حول التطلعات . بالمقارنة ، فإن الاختبارات غير المباشرة هي اختبارات مشتقة من تقييدات (ف . ت . ر) عبر المعادلات . تستخدم الاختبارات المباشرة العلاقة بين المشاهدات الفعلية (الحاصل) ، والتطلعات ، ومجموعة المعلومات المستند عليها في تكوين التطلعات . وبمعنى آخر ، فإن الاختبارات المباشرة تستند على خاصيات الأمثلية لـ (ف . ت . ر) .

وعلى سبيل المثال ، يمكن اختبار عدم تحيز الخطأ المتوقع تحت (ف . ت . ر) باستعمال تحليل التراجع (الانحدار) بين الحاصل y_t والحاصل المتوقع y_t^e :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_t^e + u_t \qquad (68\text{-}7)$$

عدم تحيز U_t معناه أن $\beta_0 = 0$ و $\beta_1 = 1$.

من ناحية أخرى ، تستعمل أنواع أخرى من الاختبارات خاصية التعامد حيث ليس واجباً للخطأ المتوقع أن يكون مرتبطاً بأي متغير Z_t في مجموعة المعلومات التي تستند عليها التطلعات :

$$(y_t - y_t^*) = \alpha_0 + \alpha_1 z_{t-1} + u_t \quad (69-7)$$

خاصية التعامد تتمثل في أن $\alpha 1$ (في المعادلة السابقة) ليس معنوياً . كما يمكن اشتقاق اختبارات أخرى تستند على الخاصية الواردة في المعادلة (10) والتي تنص على أن تباين التطلعات يجب أن يكون أصغر من تباين المتغيّر المشاهد .

كما أشير سابقاً ، فالاختبارات غير المباشرة للعقلانية هي اختبارات مشتقة من تقييدات (ف . ت . ر) . عبر المعادلات . لتوضيح مفهوم التقييدات عبر المعادلات ، سنستعمل المثال البسيط التالي حول نموذج ماص الصدمة (Shock-Absorber) لطلب النقود المستل من : Cuthbertson وآخرون (1992) . الفكرة وراء هذا النموذج هي أن موازين النقود الحقيقية (Real Money Balances) تعدل فقط بعد الصدمات غير المتوقعة . ويمكن شرح النموذج أعلاه عن طريق المعادلتين التاليتين :

$$(m - p)_t = \beta x_t + \alpha (m - m^e)_t + \delta m_t^e + u_t \quad (70-7)$$

$$m_t = \gamma z_{t-1} + v_t \quad (71-7)$$

حيث أن m_t تمثل لوغاريتم العرض النقدي ، p_t لوغاريتم مستوى السعر ، x_t متجه المتغيرات المنفصلة ، z_{t-1} متجه المتغيرات المؤثرة على العرض النقدي ، U_t و V_t متغيرات غير مرتبطة ، ذات توزيع طبيعي ووسط مساوٍ للصفر ثم تباين σ_u^2 و σ_v^2 على التوالي . تحت (ف . ت . ر) ، يمكن كتابة النموذج كالتالي :

$$(m - p)_t = \beta x_t + \alpha (m_t - \gamma z_{t-1}) + \delta \gamma z_{t-1} + u_t^r \quad (72-7)$$

$$m_t = \gamma z_{t-1} + v_t^r \quad (73-7)$$

الحرف الفوقي المرافق لحد الخطأ يمثل النموذج المقيد وينتج لأن متجه المعاملات γ يظهر في كلتا المعادلتين . وهذا بحد التدقيق ، التقيد عبر المعادلات المنبثق عن (ف . ت . ر) في هذا النموذج . أما الصيغة غير المقيدة لهذا النموذج فيمكن أن تكتب كما يلي :

$$(m - p)_t = \beta x_t + \alpha (m_t - \gamma^* z_{t-1}) + \delta \gamma^* z_{t-1} + u_t \quad (74-7)$$

$$m_t = \gamma z_{t-1} + v_t \quad (75-7)$$

في هذه الحالة ، فإن اختبار التقيد عبر المعادلات يعادل اختبار فرضية العدم $H_0 : \gamma = \gamma^*$.

ويمكن القيام بهذا الاختبار باستعمال الاختبارات التقاربية (Asymptotic) كاختبار نسبة الإمكانية (Likelihood Ratio test) واختبار والد (Wald test) .

إذا سمينا دالة لوغاريتم الإمكانية للنماذج المحددة وغير المحددة بـ L_R و L_U ، فإن LR الإحصائية الملائمة للاختبار تعطى من خلال :

$$LR = -2 \frac{L_R}{L_u} \tag{76-7}$$

أو بشكل مكافئ :

$$LR = T \log \left(|\Sigma_R| / |\Sigma_u| \right) \tag{77-7}$$

حيث T هي أبعاد y_t ، و Σ_R محدد تباين مصفوفة التغاير للنموذج المقيد ، و Σ_U محدد تباين مصفوفة التغير للنموذج غير المقيد . وتتبع LR قانون كاي— تربيع χ^2 التقاربي مع درجات حرية تساوي عدد القيود المستقلة والمنبثقة عن $\gamma = \gamma^*$.

تجدر الإشارة إلى أنه في نطاق نظام المعادلات الآنية ، يمكن تنفيذ الاختبار السابق لكن مع الأخذ بعين الاعتبار النظام الكلي للمعادلات . من ناحية أخرى ، فإن رفض فرضية العدم المرافق للقيود عبر المعادلات لا يعني بالضرورة رفض (ف . ت . ر) حيث يمكن أن ينتج عن أخطاء في توصيف النموذج . ولقد أعطى فير مؤخراً (1993b) اختباراً لـ (ف . ت . ر) مستنداً على قيم المتغيرات المتوقعة الفائدة .

ولتوضيح هذه النقطة ، لقد استعمل فير النموذج التالي :

$$y_t = X_{1t}\alpha_1 + X^e_{2t+i}\alpha_2 + u_t \qquad t = 1, \dots, T \tag{78-7}$$

حيث x_{1t} متجه المتغيرات المشاهدة و X^e_{2t+1} هو توقع X_{2t+1} مستنداً على المعلومات الموجودة في الوقت t . لتكن $_t\varepsilon^e_{t+i}$ الخطأ المتوقع لـ $_tX^e_{2t+i}$ وبذلك :

$$_t\varepsilon^e_{t+i} = X_{2t+i} - X^e_{2t+i} \tag{79-7}$$

باستبدال (79) محل (78) ، نحصل على المعادلة التالية :

$$y_t = X_t\alpha + V_t = X_{1t}\alpha_1 + X_{2t+i}\alpha_2 + V_t \tag{80-7}$$

حيث $X_t = [X_{1t} \quad X_{2t+i}]$, $\alpha = (\alpha_1', \alpha_2')$ and $v_t = u_t - \epsilon_{t+i}\alpha_2$

يمكن تقدير المعادلة (80) باتساق إذا وجدت المتغيرات المساعدة Z_t . يجب أن تكون Z_t مرتبطة بـ X_t وغير مرتبطة بـ V_t . يفترض أن تولد Z_t من المتغيرات التي يستعملها المتعاملون الاقتصاديون لتكوين توقعاتهم عن X_{2t+1} . ومن المفترض أيضاً أن تتضمن X_{1t} المتغيرات المستعملة أيضاً في صياغة التطلعات المذكورة أعلاه .

اختبار (ف. ت . ر) يعني اختبار الفرضية $H_0:\alpha_2=0$. إذا كانت هذه الفرضية صحيحة ، فهذا يعني أن المتغيرات الإضافية في Z_t لم تستعمل لاستنتاج توقع X^e_{2t+1} وبهذا تشكل دليلاً ضد (ف . ت . ر) .

2.4.2.7 اختبارات حياد السياسة :

تستعمل (ف . ت . ر) في الدراسات لتقصي ما إذا كانت سياسة ما حيادية من حيث أن للحركات غير المتوقعة فقط تأثيراً على متغيرات الهدف .[146]

يمكن تقديم الإطار العام المستعمل للقيام بهذه الاختبارات في النموذج التالي .

$$y_t = \hat{y}_t + \sum_{i=0}^{N} \alpha_i (X_{t-i} - X^e_{t-i}) + \sum_{i=0}^{N} \delta_i X^e_{t-i} + u_t \qquad (81-7)$$

$$X_t = Z_{1t-1}\, \gamma + v_t \qquad (82-7)$$

حيث y_t متغير معين و $\hat{y}_t$ قيمة التوازن . لاحظ أنه إذا كانت $i=N=1$ و $(m_t - Y_t = (p)^e$ و $m_t = X_t$ ، فهذا يؤدي إلى النموذج المذكور في الجزء الأخير . فرضية الحياد تعني أن $\delta_t = O$ مع $i = O,..,N$. يمكن اختبار فرضية حياد السياسة سوية مع فرضية العقلانية المذكورة في الجزء السابق وذلك من خلال الاختبار المشترك التالي $\gamma=\gamma^*$ و $\delta_t = O$. للتعمق في مناقشة القضايا المتعلقة بهذه الاختبارات ، راجع Mishkin (1983) .

3.4.2.7 اختبارات فرضية كفاءة السوق :

(ف . ت . ر) تعني أن التوقعات الذاتية المكونة من قبل المتعاملين الاقتصاديين عن سوق ما تساوي التوقعات الموضوعية المكونة باستعمال كل المعلومات الماضية المتوفرة . باستخدام هذه الفكرة نفسها ، تشير كفاءة السوق (ف. ك . س) إلى أن المستويات

---

(146) بمراجعة جيدة لهذه الاختبارات ، راجع مشكين Mishkin (1983) وأتيفيلد وآخرون Attifield et. al. (1991) .

المستقبلية لمتغير y_t، مثل سعر الفائدة، سعر السندات ...، تساوي التنبؤ الأمثل باستعمال كل المعلومات الحالية المتوفرة.

لنجعل y_t^m توقع السوق استناداً على المعلومات المتوفرة وقت $(t-1)$:

$$y_t^m = E_m(y_t / I_{t-1}) \qquad (83\text{-}7)$$

حيث E_m التوقع الموضوعي المكون من طرف المشاركين في السوق.

(ف. ت. ر) تعني أن:

$$E\left[(y_t - y_t^m)_{/I_{t-1}}\right] = 0 \qquad (84\text{-}7)$$

وبهذا، فالنموذج الذي يفي بـ(84) يفي بـ (ف. ك. س). والنموذج المثالي الذي يفي بـ (ف. ك. س) هو كالتالي:

$$y_t = y_t^m + (X_t - X_t^e)\beta + u_t \qquad (85\text{-}7)$$

حيث X_t متجه متغيرات معينة:

اعتبر عدد من الدراسات نموذجاً يشبه (85) لاختبار كفاءة السوق. وعلى سبيل المثال، ولغرض تطبيق هذا الإطار لسوق العملات الأجنبية يمكن استعمال المعادلة التالية:

$$S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + \sum_{j=1}^{k} \alpha_j \left[x_{jt+1} - E_t(x_{jt+1})\right] + u_{t+1} \qquad (86\text{-}7)$$

حيث

S_{t+1} : سعر الصرف في الوقت $t+1$

F_t : سعر الصرف الآجل في وقت t والمفترض بأن يكون أحسن تخمين لـ S_{t+1} بالاستناد على المعلومات المتوفرة في وقت t.

كفاءة سوق تبادل العملات تعني أن $\alpha = o$ و $\beta = 1$.[147]

(147) لمناقشة أبعد لنماذج الاقتصاد القياسي الكلي في سياق أسواق العملة، راجع، على سبيل المثال، بيللي وماكمهون Baillie & McMahon.

3.7 التعلُّم (المعرفة) في نماذج الاقتصاد القياسي الكلي :

أحد الافتراضات التي تشكل (ف . ت . ر) هي أن المتعاملين الاقتصاديين يتصرفون كما لو أنهم يعرفون تركيب النموذج وكل معاملاته أو يعرفون النموذج الحقيقي من معطيات الماضي الاقتصادية واعتقاداتهم الشخصية .

يشير Pesaran (1987) بأن المعرفة تكتمل خلال عمليتين اثنتين ، التكرار والفهم . التعلم بواسطة التكرار ينحصر في الأحداث التي تتكرر والتي تعد قابلة للتمييز (مثل : نتيجة رمي عملة معدنية) . لكن ليست كل الأحداث من هذا النوع . فعلى سبيل المثال ، العملية العشوائية التي تنتج بعض المتغيرات المعنية ، يمكنها التغير لعدة أسباب منها تغير النظم السياسية ... الخ . ومن الجانب الثاني ، في حالة غلاء المعلومات ، فليس هناك ضمانة أن المتعامل الاقتصادي سيتعلم بالكامل حول تركيب النموذج ومعاملاته بصفة تمكنه من تجنب الأخطاء المتواصلة في التوقع .

تفترض (ف . ت . ر) اكتمال المعرفة حيث لا يوجد هناك حافز لدى المتعاملين الاقتصاديين لتغيير اعتقاداتهم .[148]

تعرضت مؤخراً (ف . ت . ر) إلى انتقادات بخصوص متطلبات المعلومات . ولتخفيف هذه المتطلبات ، تم إنشاء إطار نظري يفترض فيه أن العملاء الاقتصاديين لهم فقط معلومات جزئية تسمح لهم بقابلية التعرف تدريجياً على تركيب النموذج المعبر عن الاقتصاد ومعاملاته . وتمثل فرضية التعلم افتراضاً معقولاً حيث يمكن للوكلاء الاقتصاديين أن يقوموا بأخطاء متواصلة لفترة إلى حد تعلمهم كيفية بناء توقعات رشيدة .

تنقسم الدراسات عن تعلم النماذج إلى نماذج التعلم العقلاني (Rational (Models) Learning) ونماذج التعليم العقلاني المحدود (Boundedly Rational Models) .[149] وتقصر نماذج التعلم هذه على معرفة معاملات النموذج .

تفترض نماذج التعلم العقلاني أن المتعاملين الاقتصاديين يعرفون النموذج الحقيقي ولهم تقديرات لمعاملاته . وهذا النوع من المعرفة يعتمد على التبصر والدراية المسبقة للمتعاملين الاقتصاديين .[150] وعموماً فالمعرفة تنجز خلال التغذية المرتدة من التوقعات إلى النتائج .

---

(148) راجع بيزران (Pesa in Op.Cit) ص 33 وسافين Savin 1990 والمراجع في ذلك الموضوع .

(149) راجع بيزران (Pesaran Op.Cit) وهال Hall وكيري وآخرون (Currie et. al.(1993 .

(150) سافن (Savin (1990 .

يجد العديد من المؤلفين أن هذا النوع من المعرفة يتقارب مع حل نماذج التوقعات الرشيدة لو توفرت بعض الشروط المعتدلة . إلا أن العديد منهم أشاروا إلى أن هذه النماذج لا تشرح كيف يتم التعرف على تركيب النموذج .[151] في النماذج العقلانية المحدودة لا يعرف المتعاملون الاقتصاديون معاملات النموذج . بالتالي ، فإنهم يستعملون قاعدة تعلم معقولة مثبتة لمعرفتهم . بالإضافة ، يفترض في هذه النماذج عادة أن الوكلاء الاقتصاديين يعرفون الصيغة المختزلة للنموذج .

يشير Pesaran (1987) إلى أن هذه النماذج هي أيضاً محل نقد فيما يتعلق بمتطلبات المعلومات . أولاً ليس واضحاً كيف يقتني الوكلاء الاقتصاديون القاعدة التعليمية نفسها وعلى أي أساس . ثانياً ، التمسك بقاعدة التعلم نفسها خلال عملية التعليم يفترض ضمان التقارب . إن هذا الافتراض ليس بواقعي حيث أن المتعاملين الاقتصاديين يغيرون قواعد تعلمهم حالما يلاحظون أن القاعدة الأخيرة لا تتلاق بسرعة كافية . وهذا يعني أن قاعدة التعلم ليست محدودة . ثالثاً ، يفترض أن تكون الصيغة المختزلة للنموذج معرفة تماماً . لكن بالرغم من أن هذا الافتراض أقل تقيداً من معرفة الصيغة الهيكلية للنموذج المفترض في نماذج التعلم العقلاني ، فهو ما زال افتراضاً تقييدياً . يعتبر التقارب في النماذج العقلانية المحدودة صعب الحدوث . استناداً لدراسة لبيزران Pesaran (1987) ، سنناقش التقارب في حالة نماذج كوبواب (Cobweb models) . قبل ذلك . سنقدم مواصفات نموذجية لنماذج الاقتصاد الكلي (MEM) المدمجة للتعلم .

1.3.7 توصيف نماذج التعلم :

بصفة عامة ، تتكون نماذج الاقتصاد الكلي الشاملة للتعلم العقلاني المحدود من 3 مجموعات .[152] الأولى تتكون من المعادلات الهيكلية للنموذج ، الثانية تتعلق بقواعد التنبؤ وشرح كيفية تكوينها . والثالثة تتطرق إلى قواعد التعلم وشرح كيفية تغيير المعاملات المتعلقة بقواعد التنبؤ .

بالتحديد ، النموذج المثالي يأخذ الشكل التالي :

---

(151) بيزران (Pesaran, Op.Cit) ص 35 .

(152) راجع كيري وآخرون (Currie et.al.(1993 وكيري وهال (Currie & Hall (1994 .

$$BY_t + \Gamma X_t + CY_t^e = U_t \quad (87\text{-}7)$$

$$Y_t^e = D_t Z_t + W_{1t} \quad (88\text{-}7)$$

$$D_t = D_{t-1} + W_{2t} \quad (89\text{-}7)$$

حيث Y_t متجه المتغيرات الداخلية ، X_t متجه المتغيرات الخارجية ، Y_t^e متجه المتغيرات المتوقعة ، Z_t متجه المتغيرات داخل مجموعة المعلومات التي تستند عليها التوقعات ، B و Γ و C مصفوفات من عوامل ثابتة و D_t مصفوفة لمعاملات غير ثابتة ، و U_t، W_{1t} و W_{2t} تشكل حدود الأخطاء .

تعتبر المعادلات (88) و (89) معادلات القياس والانتقال في فضاء حالات النموذج ، ويمكن حلها باستعمال طريقة مرشح كالمان . (The Kalman Filter Technique)

يتبع التعلم في هذا النموذج الخطوات التالية :

الخطوة 1 :الحصول على التخمين الأولي لـ D_t في (89)

الخطوة 2 :حل (88) بالنسبة لـ Y_t^e باستعمال الخطوة 1 .

الخطوة 3 :حل (87) بالنسبة لـ Y_t والحصول على $V_t = Y_t - Y_t^e$

الخطوة 4 :باستعمال Vt من الخطوة 3 ، يمكن استعمال مرشح كالمان للحصول على تخمينات مجددة لـ Dt التي ستستعمل لإعادة الخطوات من 1 إلى 4 ، وهكذا ... ومن خلال هذه الخطوات تعدل المعاملات طبقاً للتغيرات في البيئة الاقتصادية .

2.3.7 التعلم في نموذج نسيج العنكبوت :[153]

لنعتبر نموذج نسيج العنكبوت المحدد في المعادلات (18) و (19) :

$$q_t = \alpha_1 x_{1t} + \beta_1 p_t^e + u_{1t} \quad (90\text{-}7)$$

$$q_t = \alpha_2 x_{2t} + \beta_2 p_t + u_{2t} \quad (91\text{-}7)$$

حيث كل المتغيرات تحتفظ بالتعاريف المحددة سابقاً نفسها .

الشكل شبه المختزل للنظام أعلاه يعطى كالتالي :

---

(153) هذا المقطع أساساً من بيزران (1987) Pesaran .

$$p_t = x_t'\alpha + \beta(p_t - p_t^{e}) + u_t = x_t'\alpha + \beta\epsilon_t + u_t \quad (92\text{-}7)$$

$$x_t'\alpha = \frac{\alpha_2 x_{2t} - \alpha_1 x_{1t}}{\beta_1 + \beta_2} \; ; \quad x_t' = (x_{1t}, x_{2t})'$$

حيث
$$u_t = \frac{u_{2t} - u_{1t}}{\beta_1 + \beta_2} \; ; \quad \alpha = \left(-\frac{\alpha_1}{\beta_1 + \beta_2} \quad \frac{\alpha_2}{\beta_1 + \beta_2} \right)$$

$$\beta = \frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2} > 0 \, .$$

في حالة النماذج العقلانية المحدودة ، فإن الصيغة المختزلة المعطاة في (92) ، تعتبر معروفة حيث أن حل التوقعات الرشيدة يعطى بواسطة :

$$P_t^{e^*} = x_t'\alpha \, . \quad (93\text{-}7)$$

بما أن المتعاملين الاقتصاديين لا يعرفون المعاملات الهيكلية للنموذج . فالسؤال هو : كيف سيمكنهم التقارب أو يصبحون أقرب لتوازن التوقع العقلاني $P_t^{e^*}$ المعطى في (93) ؟ لندع $\hat{\alpha}_{t-1}$ تمثل التخمين الحالي العام لـ α بالنسبة لكل المنتجين ، استناداً على كل المعلومات المتوفرة لحد $(t-1)$. فتوقعات المنتجين للسعر تكون كالتالي :

$$P_t^* = x_t' \, \hat{\alpha}_{t-1} \quad (94\text{-}7)$$

وكما هو واضح ، طالما $\hat{\alpha}_{t-1} \neq \alpha$ فإن السعر المتوقع من قبل المنتجين سيكون مختلفاً عن سعر توازن التوقع الرشيد .

هناك العديد من القواعد التي يمكن للمنتجين اتباعها لتقدير α . مثلاً ، يمكن للمنتجين أن يستندوا على طريقة المربعات الصغرى (OLS) باستعمال المعلومات عن المتغيرات المعنية المتوفرة بحدود الوقت $t-1$. يمكنهم كذلك استعمال الطريقة البايزية (Baysian) حيث يجب تحديد توزيع مسبق لـ α .

في الحالة السابقة ، تقدير المربعات الصغرى لـ α معطى من خلال :

$$\hat{\alpha}_{t-1} = \left(\sum_{j=1}^{t-1} x_j x_j' \right)^{-1} \left(\sum_{j=1}^{t-1} x_j p_j \right) \quad (95\text{-}7)$$

حينما تصبح المعلومات عن x_t و p_t متوفرة ، فالتقديرات المجددة تصبح :

$$\hat{\alpha}_t = \sum_{j=1}^{t} (x_j x_j')^{-1} (\sum_{j=1}^{t} x_j p_j) \qquad (96\text{-}7)$$

أثبت بيزران أن قاعدة التقارب في هذه الحالة تعطى بواسطة :

$$\hat{\alpha}_t - \hat{\alpha}_{t-1} = (1-\beta)^{-1} \Sigma_t^{-1} \left(\frac{x_t' x_t}{t}\right)(\alpha - \hat{\alpha}_{t-1}) + (1-\beta)^{-1} \Sigma_t^{-1} \left(\frac{x_t u_t}{t}\right) \qquad (97\text{-}7)$$

حيث $\Sigma_t = t^{-1} \sum_{j=1}^{t} x_j x_j'$.

تمثل المعادلة (97) قاعدة التعلم التكيفي التي يتضح فيها صعوبة تحقيق التقارب بين $\hat{\alpha}_t$ و α .

كما يمكن استعمال خطط تجديد أخرى غير طريقة المربعات الصغرى . على سبيل المثال يمكن استعمال خطة مرشح كالمان التجددية التي تستعمل طرقاً تعاقبية لتقدير α حيث تراجع المعاملات المقدرة في ضوء أخطاء التوقع المشاهدة .

تكمن أهمية نماذج التعلم في وجهين اثنين . أولهما هو أن متطلبات المعلومات أقل صرامة من تلك التي تتعلق بنماذج التوقع الرشيد ، وثانيهما هو أن العديد من قضايا تحليل السياسات ، مثل قضية المصداقية ، تعير نفسها بسهولة في سياق نماذج التعلم . بينما تم تغطية الوجه الأول في المقطع الأخير ، فإن القضايا التي تتعلق بالسياسات الاقتصادية ، ستعالج في الجزء القادم .

4.7 خاتمة :

في هذا الفصل ، تطرقنا لقضايا متعددة تعلقت بنمذجة التوقعات في نماذج الاقتصاد القياسي الكلي . كذلك نوقشت الخاصيات المثلى في نماذج (ف . ت . ر) ومقارنتها مع خطط توقعات أخرى . بعدها تمت مراجعة قضايا تخص جانب الاقتصاد القياسي لنماذج التوقعات الرشيدة . وقد توصلنا إلى أن (ف . ت . ر) مرتبطة بتعقيدات تقنية تتعلق بحل النماذج والتعريف والتقدير ثم الاختبار . وغالباً جداً ، كما تقدم في الدراسة ، فإن قضايا مثل

عدم وحدانية الحلول ، والتمييز بين نماذج التوقعات الرشيدة وغير الرشيدة ، والتقدير بطريقة المعلومات الكاملة ، واختبار التقييدات عبر المعادلات ، تجعل معالجة نماذج التوقعات الرشيدة أكثر تعقيداً من نماذج التوقعات غير الرشيدة .



الفصل الثامن

القضايا والطرق الرئيسية لتقويم السياسات باستعمال نماذج الاقتصاد القياسي الكلي

1.8 مقدمة :

منذ بدء أعمال تينبرجن في الثلاثينات عن نمذجة الاقتصادات الهولندية والأمريكية ، وعمل Theil في الخمسينات وأوائل الستينات ، شهد مجال تقويم السياسات باستعمال نماذج الاقتصاد القياسي الكلي تطورات مهمة . من ناحية أخرى ، فإن تطورات تقنيات التحكم الأمثل في الستينات وأوائل السبعينات التي فاقت في شيوعها منهج Tinbergen-Theil لتقويم السياسات ، أنشأت صلة قوية بين الاقتصاد القياسي ونظرية التحكم الأمثل . ومن جهة أخرى ، فإن تطور الخوارزمات العددية باستعمال الحاسب قد عززت دور المحاكاة كأفضل تقنية عملية في تقويم السياسات .

إن أهم نقط التحول في مجال تقويم السياسات الاقتصادية تعود لـ Lucas (1976) و Kydland and Prescott (1977) . لقد أكد Lucas ، في ما عرف بنقد لوكاس ، أهمية افتراض عدم تجاهل رد فعل المتعاملين الاقتصاديين فيما يخص تغيير السياسات . فلقد اتبعت الطرق التقليدية لتقويم السياسات افتراض أن القوى الاقتصادية لا تستجيب إلى قرارات السياسات الحكومية إلا بعد تطبيقها . وبهذا ، فقد افترضت أن التحكم لن يكون مطبقاً إلا من قبل الحكومة . إن نقد لوكاس يؤكد على أن القوى الاقتصادية تتفاعل مع السياسات المتوقعة بتغيير سلوكها الخاص بطريقة ربما تجعل خاصية تقنيات تقويم السياسات (مثل المحاكاة) مريبة إذا لم تؤخذ هذه الحقيقة في الحسبان بشكل صحيح .

عزز Kydland and Prescott نقد لوكاس ليوضحا أن تصميم وتقويم السياسات بوجود متعاملين اقتصاديين مطلعين على ما يجري وقادرين على الإدلاء بتوقعات مستقبلية يختلف عن الوضع الذي تكون فيه القوى الاقتصادية غير مطلعة أيْ حالة « المراقب ضد الطبيعة » .

لقد كان هذان العملان المهمان وراء تطورات قضايا جديدة في تصميم وتقويم السياسات . ولهما الفضل في إلقاء بعض الشكوك حول استنتاجات أعمال سابقة عن تقويم

السياسات المستندة على الوضع التقييدي حيث يفترض أن قرارات السياسات منبثقة من مؤسسة واحدة أو من عدد من مؤسسات تتصرف بكامل الانسجام .

هذا الافتراض يختلف مع العالم الحقيقي حيث العديد من المؤسسات مثل البنوك المركزية ، واتحادات العمال ، ونقابات أرباب الأعمال ... الخ ، يمكن أن تأخذ قرارات مستقلة ولها أهداف غالباً ما تكون مختلفة مع أهداف الحكومة المركزية .

في روح هذا العمل ظهرت تطورات جديدة في مجال تقويم السياسات الاقتصادية . ومن بين هذه التطورات اعتبار السياسات الاقتصادية كلعبة دينامية حيث يتفاعل مختلف صانعي القرارات أو اللاعبين . وفي كل وقت ، لدى اللاعب دالة هدف، يحاول تعظيمها حسب سلوك اللاعبين الآخرين . ويحدد سلوك هؤلاء (اللاعبون) وفق نوعية اللعبة المستخدمة . فالعديد من الافتراضات حول طبيعة اللعبة ، وسلوك صانعي القرارات ، والمعلومات المتوفرة لدى اللاعبين ، قد درست وأدت إلى نتائج مختلفة . ومن خاصيات اللعب الدينامية إمكانية تقويم السياسات عبر الزمن حيث حركة كل لاعب تعتمد على ردود الفعل المستقبلية للاعبين الآخرين تجاه تصرفه . بالإضافة إلى ذلك ، فقد ولد استعمال اللعب الدينامية في تحليل السياسات العديد من القضايا المهمة مثل الاتساق وتوازن السمعة . والالتزام والمصداقية ، وكذلك جدد مناقشة القواعد (Rules) حيال التعقل (Discretion) في السياسة الاقتصادية . وقد أجازت هذه التطورات التحليل الاستراتيجي للعديد من القضايا السياسية المتعلقة على سبيل المثال بالسياسة النقدية ، ودين الحكومة ، ونظام الضرائب وتنسيق السياسات الدولية .[154]

تقترح هذه الورقة مراجعة أهم القضايا الواردة في تقويم السياسات الاقتصادية باستعمال نماذج الاقتصاد القياسي الكلي . يتعلق المقطع التالي بنظرية تينبرجن (Tinbergen theory) للسياسات الاقتصادية بالاعتماد على منهج الهدف المثبت . أما المقطع 3 فهو يحلل منهج منفعة تايل (Theil's utility approach) واستعمال طرق التحكم الأمثل لتقويم وتحليل السياسات الاقتصادية . وبعدها نعالج طرق محاكاة السياسات . أما المقطع 5 فيحلل كيف يمكن تغيير التقويم السابق حين تطرح قضية التوقعات . وفي المقطع 6 ، سنراجع استعمال اللعب الدينامية في تحليل السياسة الاقتصادية وأهم القضايا المتعلقة بها . وآخر مقطع سيكون الخاتمة .

---

(154) Van der Ploege & Zeeuw .

2.8 منهج تينبرجن في السياسات الاقتصادية وتمديداتها :

أهم مساهمة لـ Tinbergen في الاقتصاد (والتي بفضلها فاز بجائزة نوبل سنة 1969) هي عمله في مجال السياسة الاقتصادية.[155] وأهم أعماله تأسيس الشروط لمراقبة النظم الثابتة (الساكنة). يقال بأن النظام ساكن التوجيه (Statically Controllable) إذا وجد عدد كافٍ من متغيرات السياسة في متناول صانع القرار، قادرة على جعل الاقتصاد يرقى إلى الأهداف المرغوب تحقيقها.

لنعتبر النظام الخطي الساكن التالي :

$$Y = A\ X \qquad (1\text{-}8)$$

حيث Y هي متجه من (nx1) متغيرات هدفية، و X هي متجه من (mx1) متغيرات وسيطة (متغيرات سياسة)، و A هي مصفوفة (nxm) من معاملات مثبتة.

لنفترض أن متجه المتغيرات الوسيطة معطى كما يلي :

$$X^* = A^{-1}\ Y^* \qquad (2\text{-}8)$$

لكن، لكي تكون X^* محددة استثنائياً من المعادلة (2)، يجب أن تكون (A) مصفوفة مربعة. وفي هذه الحالة $m = n$ ورتبتها هي n. تعتبر هذه الحالة حالة خاصة، حيث أن هناك حالات أخرى ممكنة. الأولى هي حين يكون عدد المتغيرات الوسيطة أقل من عدد متغيرات الهدف $(m<n)$، وفي هذه الحالة، لا يمكن الحصول على الهدف Y^* بوجود المتغيرات الوسيطة. أما الحالة البديلة الثانية فهي حين يمكن إنجاز متغيرات الهدف باستعمال عدد n متغيرات وسيطة وتحديد الباقي بقيمة صفر $(m - n) = 0$.

وبذلك يمكننا تلخيص نظرية تينبرجن للسياسة الاقتصادية في النظرية والبديهية التاليتين :

نظرية :

يعد النظام قابلاً للتحكم الساكن، نسبة لما عرف سابقاً، إذا كان عدد المتغيرات الوسيطة (m) أكبر من عدد الأهداف أو يساويها $m \geq n$: n . وبديهية هذه النظرية كالتالي :

---

(155) راجع، على سبيل المثال Tinbergen (1971,1952).

بديهية :

يعد النظام ساكن التوجيه فقط إذا كانت رتبة المصفوفة A تساوي n :

$$\text{Rank}(A) = n. \qquad (3\text{-}8)$$

وقد أعطت هذه النظرية الأخيرة الأساس لفهم قضايا السياسة الاقتصادية في دراسات أخرى .

لم ينحصر عمل Tinbergen المتعلق بسياسة الاقتصاد فقط على النظرية المحددة أعلاه . فنظريته لها صلة مهمة بقضايا كفاءة السياسات وتخصيص أدوات السياسة على الأهداف . قبل معالجة هذه القضايا ، يجدر بنا إعطاء تفسيرات مهمة للنظرية وللبديهية المذكورتين أعلاه . فالنظرية تعطي الشروط الضرورية للتوجيه السكوني ، بيد أن البديهية تعطي الشروط الضرورية والكافية . بافتراض الاستقلالية الخطية لكل متغيرات الهدف ، تنص البديهية على أن عدد المتغيرات الوسيطة يجب أن يكون أكبر من عدد المتغيرات المستقلة خطياً أو يساويها . ولذلك ، فإن المتغيرات الوسيطة يمكن أن تكون متوفرة بعدد كافٍ لتفي بشروط النظرية ، لكنها تظل عاجزة عن جعل الاقتصاد يصل أهدافه إذا لم تكن مستقلة خطياً . من ناحية أخرى ، إذا كانت المتغيرات الوسيطة غير خطية ، فإنها تكون غير مجدية حيث واحدة أو أكثر من هذه المتغيرات تكون فائضة .

قادت قضية السياسات غير المجدية إلى قضية أخرى ليست بأقل أهمية وتتعلق بكيفية تخصيص أدوات السياسة على الأهداف . Mundell (1962) ، مثلاً ، قد عالج قضية تحديد السياسات المالية والنقدية إلى الهدف المحلي للعمالة الكاملة والهدف الخارجي لميزان المدفوعات تحت نظام سعر الصرف الثابت . ويستند تحديد السياسات على مبدأ تعيين كل أداة إلى الهدف الذي تؤثر فيه أكثر من غيرها .

ما نستنتجه من نظرية تينبرجن هو أن تخصيص السياسات على الأهداف ليس من الضروري أن يكون واحدة بواحدة (إذا كانت A قطرية) . يعتبر هذا التخصيص غير مثالي حيث ربما يقود إلى تجاوز الهدف أو ذبذبته بفعل سياسات أخرى ، غير مخصصة للهدف ، حتى وإن كان تأثيرها الفردي صغيراً للغاية لأن تأثيرها الإجمالي على الهدف يمكن أن يكون كبيراً .

إن مضمون نظرية تينبرجن يقتضي التأكد ليس فقط من أن عدد المتغيرات الوسيطة كبير بشكل كافٍ ، بل أيضاً من استقلاليتها . وعلاوة على ذلك ، فإن تخصيص المتغيرات الوسيطة على الأهداف يجب أن لا يكون واحداً لواحد .

انتقدت نظرية تينبرجن لعدة أسباب. أولاً، يفترض أن استعمال المتغيرات الوسيطة (متغيرات السياسة) غير مكلف. عندما تحدد الأهداف فالأدوات المستعملة للوصول إليها تصمم طبقاً لها. ومع ذلك، فاختيار المتغيرات الوسيطة يحتمل أن يكون مقيداً بوجود كلف سياسية أو اجتماعية.

ثانياً، تعرف نظرية تنبرجن في إطار ساكن حيث أن تأثير الأدوات (المتغيرات الهامة) عبر الزمن لا يؤخذ بعين الاعتبار.

وأخيراً، يعتبر عالم تينبرجن عالم يقين تام، حيث يفترض أن قيم توقع حد الخطأ في النظام تساوي صفراً خلال تحليل السياسة. يمكن أن يكون هذا الافتراض تقييدياً جداً إذا كان هناك لا يقين كبير موصوف من قبل تباين حدود الأخطاء في النموذج.

لقد اقترح تايل منهجاً لتقويم السياسات التي تقدم بشكل واضح تكلفة تغيير أدوات السياسة. وتتعامل مع نماذج دينامية تسمح بتقويم التأثيرات عبر الزمن. وبالإضافة إلى ذلك، فقد اقترح نظرية تحصر تأثير اللايقين في تحليل السياسة. وقبل الرجوع إلى نظرية تايل، فمن المهم مناقشة كيفية تمديد إطار تينبرجن إلى الحالة الدينامية.

لاستعمال الدينامية في نماذج تقويم السياسة، يتوجب حضور خاصيتين مهمتين حيث غياب إحداهما يدل على تقييد النموذج. وهاتان الخاصيتان هما قابلية التحكم (Controllability) والتثبيت (Stabilizability).

لقد عرفنا سابقاً مفهوم قابلية التحكم الساكن بأنه مقدرة الوصول إلى أي مجموعة من متغيرات الهدف المرغوب فيها. أما قابلية التحكم الدينامية فهي توسع هذا المفهوم إلى الحالة التي يصبح فيها الوقت عاملاً مهماً. يقال أن متغير هدفي Y قابل للتحكم دينامياً في الوقت $t=o$، إذا كان ممكناً وجود سلسلة قيم لمتغيرات السياسة عبر المدة [O,T] قادرة على تغيير النظام من الحالة الأولية Y_o إلى حالة نهائية معطاة Y_T في عدد T من الفترات. إذا كانت كل المتغيرات الهدفية في النظام قابلة للتحكم دينامياً، فإن النظام بأكمله موسوم بهذه الصفة.

بدون أي خسارة في التصميم، لنفترض النظام الدينامي التالي:

$$Y_t = A\ Y_{t-1} + B\ X_t + U_t \tag{4-8}$$

حيث:

Y_t متجه (nx1) من متغيرات الهدف.

X_t متجه (mx1) من متغيرات التحكم أو متغيرات السياسة.

B,A مصفوفات من معاملات مثبتة .
و U متجه من حدود أخطاء عشوائية .

وضع Turnovsky (1977) شرطاً ضرورياً وكافياً لقابلية التحكم الديناميكي لهذا النموذج عبر الفترة $T \geq n$ والمتمثل في :[156]

$$\text{rank} \quad [B, AB, \ldots , A^{n-1} B] = n \qquad (5\text{-}8)$$

الشرط (5) هو نظير الشرط (3) لتينبرجن .

من المهم جداً الإشارة إلى أنه بمقارنة (5) بـ(3) ، يجب الإدراك أنه يجوز للنظام أن يكون قابلاً للتحكم ديناميا دون أن يكون قابلاً للتحكم الساكن . وهذا بمعنى أنه للوصول إلى عدد معين من الأهداف لفترات T في المستقبل ، فليس من الضروري استعمال عدد من الأدوات مساوٍ لعدد الأهداف أو أكبر منه . ومع ذلك ، أشار Hallett (1989) إلى أنه يمكن الوصول إلى الأهداف المرغوب فيها ضمن وقت مقدم أقصر من T إذا استعمل عدد أكبر من متغيرات السياسة . في هذا المجال ، هناك تبادل اختياري بين استعمال عدد أكبر لمتغيرات السياسة أو وقت مقدم أطول للوصول إلى الهدف . وقد عالج العديد من المؤلفين قضية استعمال أقل مجموعة ممكنة من المتغيرات الوسيطة لقابلية التحكم الديناميكي .[157]

تتعامل مفاهيم قابلية التحكم الديناميكية والساكنة (المذكورة أعلاه) بالتحكم فيما يتعلق بنقطة معينة من الزمن ، حيث تتعلق قابلية التحكم الساكنة بالوصول إلى الهدف فترة بفترة ، وتعمل قابلية التحكم الديناميكية للوصول إلى الهدف في وقت من الزمن في عدد T من الفترات المتقدمة .

مدد مفهوم قابلية التحكم في نقطة إلى قابلية التحكم في مسار زمني (Path Controllability) . ترجع قابلية التحكم في المسار الزمني ، المعرفة في حقل السياسة الاقتصادية من قِبَل Aoki (1975) ، إلى احتمال إجبار متغيرات الهدف داخل مسار مسبق التحديد مبتدئ من Y_T . يعد هذا المفهوم مهماً جداً لأن صانعي القرارات ليسوا مهتمين بالوصول إلى الهدف في وقت معين بقدر اهتمامهم بالبقاء في ذلك المستوى فيما بعد .

الشروط الضرورية والكافية لقابلية التحكم في المسار الزمني واردة في Halett and Rees

---

(156) راجع Turnovsky (1977) ، ص 333 لإثبات هذه النظرية ولأبعد مراجع في قضية قابلية التحكم الديناميكية .

(157) راجع Petit (1990) ، ص3 ، والمراجع المتعلقة بها .

(1983) ولن نتطرق لها ثانية . وعلى أية حال ، فإن الشرط الضروري (وغير الكافي) هو الذي يمكن أن يتمثل في أن يكون عدد متغيرات السياسة أكبر من عدد الأهداف والذي يعتبر الشرط الضروري لقابلية التحكم الساكن . إذن ، قابلية التحكم الساكن ليست ضرورية لقابلية التحكم الدينامي ولكنها ضرورية لقابلية التحكم في المسار الزمني .

هناك أبحاث أكثر أهمية تعلقت بمدى صيانة متغير هدف معين خلال فترة محدودة [t,T+t] . وهذا المتطلب يدعى قابلية التحكم الموضعي للمسار الزمني (Local Path Controllability) . لتفاصيل أكثر عن الشرط الضروري لقابلية التحكم الموضعي للمسار الزمني وكذلك عن حدود الوقت المقدم (Lead Time) يمكن مراجعة Halett (1989) .

تعد قابلية التحكم في المسار الزمني ذات أهمية محدودة لصانعي القرارات خاصة إذا لم يكن بالإمكان المحافظة على المسار المرغوب للمتغيرات الهدفية نتيجة للصدمات المتوقعة . ومن هنا تكمن أهمية مفهوم قابلية التثبيت .

قابلية التثبيت هي إمكانية اختيار متغيرات سياسة لتخميد أي تقلبات في متغيرات الهدف ، ناتجة عن صدمة بشكل يبقي هذه المتغيرات أقرب ما يمكن من مسارها المسبق تحديده .

استقرار نظامٍ ما يرجع إلى إمكانيته ليجتمع في حالته الثابتة (Steady State) أو إلى التوازن بعد ما أزيح منه . يعبر عن شروط الاستقرار بواسطة الجذور المميزة للمصفوفة A في الصيغة المختزلة للنموذج (4) . الاستقرار يعني أن كل الجذور المميزة للمصفوفة المذكورة مؤخراً لها وحدات قياسية أقل من واحد .

قادت دراسات عن الاستقرار من قبل Phillips (1954) Aoki, (1976) وآخرين ، إلى الاستنتاج أن استعمال قواعد تحكم التغذية المرتدة (Feedback Rules) ، حين تكون متغيرات التحكم مرتبطة بمتغيرات حالة سابقة ، يمكن أن تجعل النظام قابلاً للاستقرار . وبمعنى آخر ، استعمال قواعد تحكم التغذية المرتدة ربما يعيد نظاماً غير مستقر إلى مستقر ، أو يجعل نظاماً مستقراً أكثر استقراراً .

يمكن تمثيل قواعد تحكم التغذية المرتدة (أو قاعدة الرد) كالتالي :

$$X_t = K_t Y_{t-1} + k_t \qquad (6\text{-}8)$$

حيث K_t مصفوفة (mxn) و K_t متجه (mx1) . ومن المعادلة (6) يصبح النموذج (4) كالتالي :

$$Yt = (A + B K_t) Y_{t-1} + B k_t + U_t \quad (7-8)$$

بما أن سعة (Amplitude)، ودورات (Cycles)، واستقرار كل متغير هدفي يتعلق بالجذور المميزة لـ$(A + BK_t)$ (الأجزاء الحقيقية والمركبة)، نستنتج أنه بالإمكان لنظام أن يصبح قابلاً للاستقرار إذا ما تم اختيار المصفوفة K_t بشكل ملائم.

إذا كان النظام قابلاً للتحكم الديناميي، فيمكن اختيار K_t لكي نصل إلى أي صفات مميزة للنمو وأي درجة استقرار نريد. في المقابل، فإن مقدرتنا على فرض مسار نمو محدد (قابلية التحكم في المسار) تتوقف على توفر عدد كاف من متغيرات السياسة $(m>n)$ والتي تعد الشرط الضروري لقابلية التحكم الساكن.

3.8 منهج تايل للسياسة الاقتصادية وطريقة التحكم القصوى:

1.3.8 منهج تايل:

كما ذكر سابقاً، تتمثل ميزات منهج تايل ـــ وسنقدم أهمها لاحقاً ـــ في تجنب ثلاثة افتراضات تقييدية لمنهج تنبرجن وهي:

(i) استعمال المتغيرات الوسيطة غير مكلف.

(ii) غياب اللايقين.

(iii) النموذج ساكن.

بخلاف منهج تينبرجن حيث يؤكد على التحديد والدقة في تعيين الأهداف،[158] فإن Theil يعرف منهج تحليل السياسات كمشكلة تضخيم حيث يحاول صانعو السياسة تصغير دالة الخسارة تحت مجموعة من القيود المفروضة من قبل السلوك الاقتصادي كما يوصف في النموذج. إن عناصر دالة الخسارة هي عموماً انحرافات للأهداف والوسائط عن قيمها المرغوبة. كما يمكنها أن تتضمن العديد من مصطلحات أخرى تعكس التكلفة التي يرغب صانع السياسة تقليلها إلى حدها الأدنى مثل الكلفة النسبية لتغيير أدوات السياسة من فترة لأخرى لاحقة، واعتبارات أخرى تتعلق بتوقيت القرارات والتنسيق بين مختلف الأهداف.

في هذا الإطار، تعتبر الأهداف مرنة حيث يسمح لها بالانحراف عن قيمها المسبق تحديدها أو المرغوب فيها. من جهة أخرى. إن تنافس المتغيرات الهدفية مفترض بوضوح في طريقة تايل بينما تكون قيمة كل هدف مثبتة بشكل مستقل عن باقي الأهداف في طريقة تنبرجن.

---

(158) لاحظ الآن الشكل النهائي لنموذج (II) يمكن كتابته كالتالي:

يتلخص مشكل السياسة في منهج تايل في استنتاج متجه سياسات اقتصادية عبر الزمن خلال الفترة من T,...,1 وفي سياق نموذج دينامي . أما المواصفات النموذجية المطبقة غالباً لدالة الخسارة فهي التربيعية . وعليه يمكن أن تلخص برامج السياسة كالتالي :

$$(8\text{-}8) \quad \min \quad W=\frac{1}{2}\ \{\sum_{t=1}^{T}(Y_t - Y_t^d)'\ M\ (Y_t-Y_t^d)+\sum_{t=1}^{T}(X_t - X_t^d)'\ N\ (X_t-X_t^d)\}$$

$$(9\text{-}8) \qquad \text{subject to} \quad Y_t=A\ Y_{t-1} + B\ X_t + C\varepsilon_t + U_t \qquad \text{تحت}$$

حيث $(Y_t - Y_t^d)$ و $(X_t - X_t^d)$ انحرافات المتغيرات الهدفية ومتغيرات السيطرة أو السياسة عن أهدافها المرغوبة Y_t^d و X_t^d ، و ϵ_t متجه متغيرات خارجية أخرى غير موجهة ، و U متجهة من الأخطاء العشوائية ، و C,B,A تمثل مصفوفات من معاملات مثبتة ، و M و N مصفوفات متماثلة شبه محدودة وموجبة .

وتمثل عناصر المصفوفات Mو N الأوزان المطبقة على مختلف الأهداف والمتغيرات الوسيطة . كلما كان الوزن عالياً كانت كلف الانحراف عن القيم المرغوب فيها أعلى . تماثل الدالة التربيعية يعني أن تكلفة تعديل المتغيرات الأخيرة إلى أعلى أو إلى أسفل متشابهة . ويعتبر هذا تقييداً ، ما دامت تكلفة التعديل المتعلقة ببعض المتغيرات ، كنسبة البطالة مثلاً ، ليست متماثلة يمكن التغلب على هذا التقييد بواسطة أشكال غير متماثلة . ومن جهة أخرى ، تدل مصفوفة الكلف شبه المحدودة والموجبة على أن عقوبة التكلفة الصفر جائزةٌ على بعض أو كل الأهداف أو الأدوات . وبالمقارنة ، فإن المصفوفة المحدودة والموجبة تدل على أن عقوبة التكلفة موجبة بالنسبة لكل المتغيرات .

لندع $\quad x_t = X_t - X_t^d \quad$ و $\quad y_t = Y_t - Y_t^d$

إذن فإن المعادلة (8) و (9) تصبح :

$$(10\text{-}8) \qquad \min \quad W = \frac{1}{2}\ \{\sum_{t=1}^{T} y_t'\ My_t + \sum_{t=1}^{T} x_t'\ Nx_t\}$$

$$(11\text{-}8) \qquad \text{subject to} \quad Y_t = A\ Y_{t-1} + B\ X_t + C\varepsilon_t + u_t \qquad \text{تحت}$$

ويمكن كتابة المعادلة (10) بشكل مضغوط كالتالي :

$$\min \quad W = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T} Z_t' \, Q_t \, Z_t \qquad (12\text{-}8)$$

حيث Z_t تمثل $(m+n)$ متجه انحرافات الأهداف والأدوات عن قيمها المرغوب فيها في كل فترة t ، أي $\{ (Y_t - Y^d)' \;,\; (X_t - X^d)' \} = Z_t^1$ ، وQ_t هي مصفوفة شبه محدودة وموجبة معرفة كالتالي

$$Q_t = \begin{bmatrix} M_1 & P_t \\ P_t' & N_t \end{bmatrix} \qquad (13\text{-}8)$$

حيث P هي مصفوفة العقوبة المرتبطة بالانحرافات المتوافقة مع الأهداف والأدوات بعيداً عن مستوياتها المرغوب فيها والتي يمكن افتراضها صفر بدون خسارة التعميم .

صياغة (10) و (11) هي صياغة مشكلة التحكم الأمثل نفسها . إلا أن Theil (1964) لم يستعمل نتائج نظرية التحكم الأمثل في التضخيم السابق الذكر . فقد استعمل مبادئ التضخيم التقليدية . لقد غير مسألة التضخيم الديناميي أعلاه إلى آخر ساكن بافتراض أن المتغيرات المقاسة في نقاط مختلفة من الزمن تُعتَبر متغيراتٍ مختلفة . وقد تم هذا بتكدس مختلف المتغيرات عبر الزمن .

ولنرى ذلك ، نضع

$$Z' = (Y', X') \;,\; X' = (X_1',\ldots,X_T') \quad \text{و} \quad Y' = (Y_1,\ldots,Y_T) \;,\; Z' = (Z_1',\ldots,Z_T')$$

وبذلك تكون الصيغة النهائية للنموذج (11) بشكل مضغوط كالتالي :[159]

$$Y = R\,X + S \qquad (14\text{-}8)$$

حيث R هي (TmxTn) مصفوفة مثلثة سفلى صيغتها كالتالي :

$$R = \begin{bmatrix} R_1 & 0 \\ R_2 R_1 & 0 \\ . & \\ . & \\ R_T & R_1 \end{bmatrix} \qquad (15\text{-}8)$$

(159) $$Y_1 = \sum_{i=o}^{t-1} A^i B X_{t-i} + \sum_{i=0}^{t-1} A^i C \varepsilon_{t-1} + A^t Y_o + \sum_{i=o}^{t-1} A^i U_{t-i} = \sum_{i=o}^{t-1} R_t X_{t-i} + S_t$$

تعبر R_i على مصفوفة مضاعفات ارتطام وفواصل حيث مصطلحها العام هو $(\frac{\partial Y_{t+i}}{\partial X_t})$ لكل

$i \geq 0$ و s متجه من متغيرات غير موجهة . المصفوفة R هي إذن مصفوفة ثلاثية سفلى متكونة من مضاعفات دينامية . الثلاثية السفلى لهذه المصفوفة تعني أن الأهداف الحقيقية لا يمكن أن تتأثر مباشرة بتوقعات الأدوات .

ويجب أن يخفف هذا الافتراض إذا ما دخلت التطلعات المستقبلية في الصورة .

يمكن للدالة أن تكتب (14) بشكل مضغوط أكثر كالتالي :

$$H z = b \qquad (16-8)$$

حيث $H = [I \vdots -R]$, $b = S - H\begin{pmatrix} Y^d \\ X^d \end{pmatrix} = s - HZ^d$

ومشكلة التضخيم تصبح إذن :

$$\text{Min} \quad W = \frac{1}{2} Z'QZ \quad \text{تحت شرط} \quad Hz = b \qquad (17-8)$$

والحل الأمثل للمشكلة (17) هو :

$$Z^* = Q^{-1}H' (HQ^{-1}H')^{-1} b \qquad (18-8)$$

يوجد هذا الحل طالما أن Q شبه محدودة وموجبة . ويمكن اشتقاق القيم القصوى لمتغيرات السياسة X ولمتغيرات الأهداف Y من (18) .

من المهم الإشارة إلى أن الحلول ، في هذه الحالة ، هي متجهات معينة من أدوات X_t و Y_t عبر فترة التخطيط بأكملها $(t = 1,...,T)$. إذن ، في هذا المنهج ، يحدد متجه المتغيرات الوسيطة (متغيرات السياسة) عبر فترة التخطيط يحدد في بداية الفترة المذكورة أخيراً ، وهذا النوع من صياغة السياسة يدعى سياسة الحلقة المفتوحة (Open loop Policy) . مساهمة Theil في نظرية السياسة الاقتصادية لا تنحصر في تعميم مشكلة السياسة إلى الحالة متعددة الفترات فحسب ، ولكن أيضاً في المعاملة الخاصة للايقين الممثل في النموذج بواسطة المتجه S . بين Theil أن قرارات السياسة في الفترة 1 لا تتغير بالنسبة للاضطرابات المضافة S في المعادلة (14) . ويعرف هذا بمبدأ تكافؤ الحقيقة (Principle of Certainty Equivalence) . وبمعنى آخر ، لإيجاد الحل الأمثل لقرار السياسة في الفترة 1 ، فإن المتجه S يمكن أن يستبدل بقيمته

المتوقعة وتحل المشكلة متعددة الفترات المعطاة في (17) . مع مرور الوقت ، فإن حلول السياسة المستقبلية المستنتجة في الفترة يجب أن تعدل كلما توفرت معلومات جديدة في شكل أخطاء التوقعات الماضية $((S_t - E_{t-1}(S_t))$. وتحدد متغيرات السياسة المستقبلية $X_{tx},...X_T$ بواسطة مشكلة التضخيم (17) وكل المعلومات المتوفرة بما فيها المنجزات الماضية $X^*_1,....X^*_{t-1}$. وهذا غالباً ما يصنف بتضخيم الحلقة المفتوحة المتسلسلة (Sequential Open-Loop Optimization) .

تجدر الإشارة إلى أن مبدأ تكافؤ الحقيقة قد يحرف في كثير من حالات دالة الهدف غير التربيعية ، وكذلك في حالة اللايقين في المعاملات وعدم الخطية في دالة الهدف . حالة اللايقين في قيم معاملات النموذج ، وغالباً ما تدعى اللايقين المضاعف ، تسبب العديد من التعقيدات في اشتقاق الحل وبشكل واضح في حالة الارتباط بين اللايقين المضاعف واللايقين المضاف في النموذج .[160] وإضافة إلى ذلك ، فإن لايقين المعاملات يزيد في اللايقين المتعلق بتأثيرات سياسية معطاة . وهي النقطة المؤكدة من قبل مدرسة التوقعات الرشيدة حول محدودية فائدة نماذج الاقتصاد القياسي الكلي بالنسبة لتقويم السياسة .

انتقد منهج تايل لعدم استعماله قاعدة التغذية المرتدة لتوجيه السياسات . وتتلخص قاعدة التغذية المرتدة النموذجية في الشكل التالي :

$$X_t = K_t Y_{t-1} + k_t \qquad (19\text{-}8)$$

حيث K مصفوفة من درجة ملائمة ، و k متجه متقاطعات . وكما أشير من قبل تشاو Chow (1975) فإن الارتداد يعني أن السيطرة الحالية ستؤثر على السيطرات المستقبلية . يمكن إيجاد قاعدة التحكم المرتد (19) إذا استعملت أي من تقنيات التضخيم في نظرية التحكم الأمثل . وسنرجع الآن إلى هذه المسألة .

2.3.8 طريقة التحكم الأمثل :

يعد الحل لمشكلة التضخيم المعرف في المعادلات (8) و (9) ، والمسلم بقاعدة التحكم الردي (19) ، موثقاً بشكل جيد في نظرية التحكم الأمثل . أساساً ، هناك تقنيتان اثنتان

---

(160) راجع Turnovsky (1977) .

للتضخيم مستعملتان في هذه النظرية : البرمجة الدينامية (Dynamic Programming) وطريقة بونترياجين (Pontryagin Method) .[161]

بما أن طريقة بونترياجين تعد أكثر ملاءمة للتعامل مع نماذج الزمن المستمر (Continuous Time) ، فإننا سنركز فقط على طريقة البرمجة الدينامية الأكثر ارتباطاً بنماذج الاقتصاد القياسي الكلي المستعملة لفترات الزمن المنفصل (Discrete Time) .

تعتمد طريقة البرمجة الدينامية على مبدأ الأمثلية المعرف من طرف Bellman (1957) . وفق هذا المبدأ ، فإنه مهما كانت الحالة الأولية ، فيجب أن تكون القرارات المستقبلية مثلى باستعمال معطيات الحالة الأولية .

قبل شرح مختلف الخطوات المتضمنة لاستنتاج الحل ، يجب أن نحدد بدقة بعض الصفات المميزة المهمة للحل الأخير . أولاً ، الحل المشتق وفق مبدأ بيلمان (Bellman's Principle) يعد تكراري الزمن (Time Recursive) (أو يفي بميزة ماركوف Markov Property) بحيث أن « بعد أي عدد من القرارات t ، نتمنى أن التأثير الكلي لباقي (T − t) خطوات لمرحلة القرار (القيمة الموضوعية المقيدة) يعتمد فقط على حالة النظام في آخر القرار t والقرارات اللاحقة » .

تجدر الإشارة إلى أن هذه الميزة الأخيرة تسقط إذا كان للقوات الاقتصادية توقعات مستقبلية كما سنبين لاحقاً .

الميزة الثانية للحل المشتق مباشرة من مبدأ بيلمان هي إذا كانت السياسة تعد مثلى عبر فترة التخطيط [1,T] ، إذن يجب أن تكون أيضاً مثلى عبر أي فترة فرعية [t,T] حيث $0<t<T$. تعد هذه الميزة حاسمة جداً في النقاش حول الاتساق الزمني للسياسات الاقتصادية .

واعتباراً لقابلية تقسيم فترة الحل المنبثقة عن مبدأ بيلمان ، فإنه يمكن حل المشكلة (8) و (9) إلى الخلف . وبمعنى آخر بالبدء من شرط أولي معين Y_{T-1} ، يمكن حل مشكلة الأمثلية بالنسبة للفترة الأخيرة T ، ثم للفترة T − 1 وهكذا إلى الفترة 1 .

لندع W_T تمثل قيمة دالة الخسارة المقدرة في آخر فترة تخطيط T .

$$W_T = \frac{1}{2} \{ Y'_T M_T Y_T + X'_T N_T X_T \} \qquad (20\text{-}8)$$

---

(161) راجع ، على سبيل المثال ، Intrilligator (1971) لشرح النمذجة الدينامية ، وهوكين Hocking (1991) لطريقة Pontyagin وتشاو Chow (1975) لتطبيق الطرق المذكورة أعلى على النماذج المنفصلة .

تكمن المشكلة الآن في إيجاد X_T التي تصغر (20) تحت القيود المفروضة من قبل النموذج . الحل النموذجي (المثالي) لهذا المشكل معطى بقاعدة الرد التالية :

$$X_T = K_T Y_{T-1} + k_T \quad (21\text{-}8)$$

حيث K_T مصفوفة الرد (Feedback Matrix) ، و k_T متجه كسب التتبع (Tracking Gain Vector)[162] .

بمعلومية $\hat{X}_T$ ، تكون المرحلة التالية في الحل تعظيم دالة متكونة من فترتين $W_T W_{T-1} +$ بالنسبة لـ $\hat{X}_{T-1}$ ، بمعلومية $\hat{X}_T$ والشروط الأولية Y_{T-2} . ويستمر هذا الإجراء العكسي إلى أن نحصل على السياسات المثلى للفترات من T إلى 1 . والحل لكل فترة t معطى في شكل قاعدة الرد كما في المعادلة (21) .

من الضروري في هذه المرحلة التحدث عن بعض من أهم الاختلافات بين منهج تايل ومنهج التحكم الأمثل . فعلى خلاف طريقة تايل حيث السياسات المثلى T محددة بشكل آني ، ففي إطار طريقة التحكم الأمثل ، تحل متغيرات القرار في عدد T مشاكل متسلسلة حيث أن السياسات الحقيقية تعتمد على النتائج الماضية . وعلى أية حال ، فإن قاعدة الرد ذات الصيغة العامة المعطاة في المعادلة (19) ، ليست فقط عكسية ولكنها أيضاً تقدمية . وبالفعل ، فبينما تتكون قاعدة الرد من القيم الماضية لمتغيرات الهدف ومصفوفة الرد K التي تعتمد على معاملات النموذج وعوامل دالة الهدف بما فيها القيم المبتغاة لمختلف المتغيرات ، فإن متجه كسب التتبع متكون ليس فقط من محددات K نفسها ولكن أيضاً وبشكل مهم من المتغيرات الخارجية الحالية والمستقبلية .[163]

يجب أن يكون واضحاً أنه في الحالة الحتمية ، حل الحلقة المفتوحة المتحصل عليه من خلال المعادلة (18) . هو الحل نفسه المتحصل عليه من قاعدة الرد (19) . بمجرد معرفة الشرط الأولي في الوقت $t=o$ ، يصبح بالإمكان معرفة سلوك كل متغيرات الهدف خلال فترة التخطيط وبذلك لا يصبح هناك اختلاف سواء استعملنا الواحدة أو الأخرى .

أما في الحالة العشوائية ، فإن حل الرد يصبح أفضل من حل الحلقة المفتوحة حيث أنه من المستحيل معرفة السلوك المضبوط لمتغيرات الهدف خلال فترة التخطيط ، ومن هنا تكمن

---

(162) التعبير الجبري لـ k_T و K_T معطى في المعادلات (3.2.6) في Holly & Hallet (1989) ، ص 41 والمعادلات (8)-(7) في Chow (1975) ، ص 178 .

(163) راجع ، على سبيل المثال ، المعادلات (3.2.12) ص 42 في Holly & Hallet (1989) .

الحاجة لتعديل المتغيرات الوسيطة كلما توفرت لدينا معلومات جديدة .

كما أشير سابقاً ، أثبت Theil أنه في الفترة الأولى يكون مبدأ تكافؤ الحقيقة ساري المفعول بمعنى أنه يمكن حل أدوات السياسة المثلى للفترة 1 بتقييد الخطأ العشوائي المضاف إلى قيمته المتوقعة . لكن ، لما حاول Theil تمديد مبدأ تكافؤ الحقيقة إلى الحالة المتعددة الفترات . فإنه وجد أن حل تكافؤ الحقيقة أمثل فقط للفترة 1 ، أما حلول الفترات اللاحقة المتحصل عليها فتحتاج إلى إعادة اشتقاقها ثانية حين تتوفر المعلومات الجديدة . وبالمقارنة ، فإن الحل الأمثل لمشكل التحكم ، سواء في حالة الحتمية أو العشوائية ، مشتق من قاعدة الرد نفسها . الاختلاف الوحيد هو أنه في الحالة العشوائية ، لا يمكن تحديد أدوات السياسة عبر فترة التخطيط في الفترة الأولى بما أن القيم العددية لمتغيرات السياسة الأخيرة لا يمكن معرفتها إلا بعد ملاحظة قيم الأهداف في الفترة السابقة .

اعتمدت المناقشة السابقة على افتراض النماذج الخطية ودالة الخسارة التربيعية . في هذا الإطار ، يجب أن تأخذ النتائج المتوخاة من نظرية التحكم الأمثل ــ السياسات المثلى ــ شكل قاعدة الرد . إلا أنه لا يمكن لهذه النتائج أن تكون صحيحة إذا تخلينا عن افتراض الخطية . عولجت حالة عدم الخطية بطريقتين اثنتين . الأولى تستند على التحويل الخطي حيث تحول حالة عدم الخطية إلى الحالة الخطية لكي تعامل بالأسلوب نفسه . الثانية تعتمد على تقنيات وخوارزمات البرمجة غير الخطية .

لكي نعطي صورة واضحة لهاتين الطريقتين ، لنكتب مسألة تضخيم السياسة التالية :

$$\text{(21-8)} \qquad \min \quad W = \frac{1}{2} \{ (Y-Y^d)' M (Y-Y^d) + (X-X^d)' N (X-X^d) \}$$

تحت

$$\text{(22-8)} \qquad \text{subject to} \quad Y = f(X, e)$$

حيث الرموز تشابه تلك المتبعة سابقاً ، ما عدا في المعادلة (22) حيث أن f تمثل عدم الخطية و e تمثل اللايقين بالنسبة للأخطاء العشوائية والمتغيرات الخارجية غير الموجهة .

هناك ملاحظة هامة في هذه المرحلة . مصطلح اللايقين e يدخل في المعادلات المكونة في (22) كتعبير غير خطي . ويتبع هذا أن تكافؤ الحقيقة لم يعد صحيحاً حتى بالنسبة للفترة الأولى . فحتى بتعويض قيمة e بتوقعها فلم نعد نحصل على الحل نفسه الذي كانت فيه e

عشوائية . وهذا أساساً المشكل نفسه المصادف في المحاكاة والتوقع باستعمال النماذج غير الخطية .

في المنهج الأول ، يمثل النموذج (22) بنظيره الخطي حول مسار الحل الأولي حيث تتغير العوامل عبر الزمن :

$$Y_t = A_t Y_{t-1} + B_t X_t + C_t \qquad (23\text{-}8)$$

حيث C_t متجه أخطاء عشوائية .

يمكن كتابة نموذج (23) باستعمال مصطلحات تايل Theil كالتالي :

$$Y = RX + s \qquad (24\text{-}8)$$

حيث مصفوفة المضاعفات R ، تعكس الآن عدم ثبات المعاملات عبر الزمن .

$$R = \begin{bmatrix} R_{11} & 0 \\ R_{21} R_{22} & 0 \\ . & \\ . & \\ R_{T1} & R_{TT} \end{bmatrix} \qquad (25\text{-}8)$$

حيث $R_{ij} = \frac{\partial Y_i}{\partial X_j}$ لكل $i = 1,...T$ ، و $i \geq j$ أو صفر ما عدا ذلك .

باستعمال (23) أو (24) بدلاً من (22) يمكن معالجة مشكل التضخيم بالطريقة نفسها كما سبق .[164] تجدر الإشارة إلى أنَّ المنهج المذكور سابقاً يستخدم التحويل الخطي التكراري أو المتواتر حيث تستعمل المعادلة (23) المستخرجة من التحويل الخطي لتوليد المسار الأولي X_o . ويصلح هذا الأخير أيضاً ليكون نقطة ابتداء للمسار اللاحق لغاية التقارب حيث مسارات السياسة ، بالتكرار المتابع ، لا تختلف جداً .

يكمن العيب الرئيسي لإجراء التحويل الخطي في أنه يستخدم الحاسب الآلي بما أنه

(164) راجع مثلاً Chow (1975) ، الفصل 12 ، لتفاصيل أكثر .

يستعمل تحويلات خطية مكررة . وقد اقترح Chow (1981,1975) عدداً من الخوارزميات لحل مشاكل التحكم الأمثل غير الخطية عن طريق التحويل الخطي .

الطريقة الثانية تعتمد على حلول الحلقة المفتوحة المشتقة من الخوارزميات الحاسبة . تعد هذه الطريقة بسيطة وأسهل للاستعمال . كل ما تحتاجه هو ألغوريتم حاسب جيد للتضخيم غير الخطي . لمعرفة كيف تعمل هذه الطريقة ، نكتب مشكل التضخيم (21) و (22) تحت الصيغة غير المقيدة التالية :

(26-8)

$$W = \frac{1}{2} \{ (f(X, e) - Y^d)' M (f(X, e) - Y^d) + (X - X^d)' N (X - X^d) \}$$

اقترح العديد من الخوارزميات في مجال تقنيات التضخيم غير الخطي ، بما في ذلك ألغوريتم (Gauss-Newton) و (Newton-Raphson) .[165]

وعلى سبيل المثال ، طريقة (Newton-Raphson) تستند على التقريب التربيعي لـ W^* حول بعض مسارات ابتداء X_0 و Y_0 . والمسار القصوي عدد $(K+1)$ للمسار X_{K+1} يعطى بواسطة :

$$X_{k+1} = X_k - \alpha_k G_k^{-1} g_k \qquad (27\text{-}8)$$

حيث

$$G_k = R_k' B R_k + N$$

و

$$R_k = [\frac{\partial f}{\partial X} / K]$$

شهد تقويم السياسة بواسطة التحكم الأمثل تطبيقات متعددة لمعالجة قضايا سياسية خاصة ، وكذلك العديد من التوسعات للتغلب على بعض تقييداتها . من بين تطبيقات التحكم الأمثل هناك قضية تبادل السياسات (أو التعارض) بين الأهداف كالبطالة والتضخم . يتم البحث عن أفضل سياسة تبادل يتم غالباً بتغيير بعض البارامترات في دالة الخسارة بينما تُترك البارامترات الأخرى ثابتة . وفي هذا الصدد قام Chow (1981) بدرس

(165) راجع مثلاً Quandt و Judje وآخرون (1985) لقائمة مفصلة للحوارزميات المتوفرة .

احتمالات التبادل في نموذج (St.Louis) ونموذج الاقتصاد القياسي الموسمي لـ Michigan . ومن ناحية أخرى اعتبر Hallett and Petit (1988) احتمال التبادل العكسي بين الأهداف من حيث احتمال اختفاء النزاع . في الوضع المتعلق بمتغيرين اثنين y_i و y_j لقد أوضح هاليت وبيتي أن اتجاه العلاقة بين المتغيرين يعتمد على عناصر المصفوفة R والقيم المسنودة للمصفوفة Q والقيم المرغوب فيها لهذين المتغيرين ثم قيم المتغيرات غير الموجهة S_i و Sj . لقد أثبتا في شكل تطبيق أنه ليس هناك أي نزاع بين التضخم وأهداف البطالة في الاقتصاد الإيطالي خلال الفترة (1977-1981) . وعلى أية حال ، فهناك ثلاثة أنواع من القيود المتعلقة باستعمال التحكم الأمثل في نماذج الاقتصاد القياسي الكلي : (1) اللايقين في النماذج ، (2) اختيار دالة الهدف ، (3) صياغة السياسة بوجود الشك ، عند وجود توقعات مستقبلية .[166]

الشك في النماذج :

بالنظر إلى الأدبيات ، يمكننا تمييز خمسة أنواع من اللايقين :

— اللايقين المتعلق بالمتغيرات غير الموجهة في النموذج ويسمى الشك المضاف .

— اللايقين المتعلق بعوامل النموذج . ويدعى اللايقين المنضرب .

— اللايقين الناتج عن تغيرات طبيعة دوال التوزيع للمكونات محل اللايقين مثل البرامترات .

— الخطأ في القياس .

— اللايقين في تحديد النموذج .

وكما أكدنا سابقاً ، يعالج اللايقين المضاف بواسطة نظرية تكافؤ الحقيقة من خلال تبديل المتغيرات غير الموجهة بقيمها المتوقعة . كل ما تعمله هذه النظرية هو فصل مرحلة التقدير ، العشوائية بطبيعتها عن مرحلة التوجيه (السيطرة) ، الحتمية بالافتراض . غير أنه ، وكما أشارت Petit (1990) ، مبدأ الفصل هذا لا يمكن تطبيقه في حالة وجود لايقين منضرب . منضرب .

في حالة وجود لا يقين منضرب (أو شك العوامل) ، فإن الحل يصبح مرتبطاً بمقاييس (Moments) توزيعات العوامل مثل الوسط الحسابي والتباين . يمكن كتابة الشكل العام للتحكم الأمثل العشوائي المدمج للايقين المنضرب كما يلي :

---

(166) Hall & Stephanson (1990) .

(28-8)

$$\min \quad W = \frac{1}{2} E \{ \sum_{t=1}^{T} (Y_t - Y_t^d)' M (Y_t - Y_t^d) + \sum_{t=1}^{T} (X_t - X_t^d)' N (X_t - X_t^d) \}$$

(29-8)

$$\text{subject to} \quad Y_t = (A + V_{ty}) Y_{t-1} + (B + V_{tx}) X_t + (C + V_{t\epsilon}) \epsilon_1 + U_t$$

حيث V_{ti} هي مصفوفة تباين العامل التي تطابق متجه المتغيرات i .

لقد بين Turnovsky (1977) عن طريق أمثلة كيف يؤثر اللايقين المنضرب في طريقة تأثير سياسة معينة على متغيرات الهدف حيث يختلف جداً عن الحالة الحالية من اللايقين المنضرب . وبالإضافة ، لقد أشار إلى أن الارتباط بين اللايقين المضاعف والمضاف يجعل الأمور أشد تعقيداً .

من ناحية أخرى ، إذا كان اللايقين في البارمترات يتطور مع الزمن ، فيمكن إدخال احتمال التعلم في التحليل . هناك طريقتان للتعلم مراعاتان في الأبحاث : التعلم السلبي (passive Learning) (1975, Chow) والتعلم النشيط (Active Learning) أو الفعال (1981, Kendrick) .

في حالة التعلم السلبي ، يفترض في آخر كل فترة أن تقديرات معاملات النموذج تراجع قبل حساب السياسات المثلى المطبقة في الفترة القادمة مع افتراض مصفوفة تباين المعاملات نفسها في الفترات المستقبلية .[167]

في حالة التعلم الفعال (غالباً مايدعى بالسيطرة التكيفية أو ثنائية القيادة) فإن السببية بين التعلم والسياسة (أو السيطرة) تسير في الاتجاهين . فالتعلم يؤثر على السيطرة ولكن في الوقت نفسه اختيار السيطرة في أي فترة يؤثر في عملية التعلم نفسها . هذا النوع من التعلم يستنتج عامة من سيطرة الحلقة المغلقة (Closed-Loop Control) حيث أن اختيار السيطرة الحالية يؤثر في الشك حول المعاملات والحالات المستقبلية .[168] لهذا السبب ، وبعكس حالة التعلم السلبي ، يفترض أن اختيار السيطرة الحالية يؤثر في مصفوفة التباين المستقبلية لمعاملات النموذج .

---

(167) Chow (1975)، ص 255 .

(168) Kendrick (1981)، ص 123 .

مبدئياً، يزود مرشح كالمان بوسائل حسابية جيدة لتجديد تقديرات المعاملات وكذلك مصفوفات تباينها كلما توفرت مشاهدات جديدة. وقد قدم Kendrick (1981) بعض الخوارزميات القادرة على دمج اختيار السيطرة وتجديد تقدير المعاملات.

عالج Kendrick (1979) مشكلة أخطاء القياس في التحكم الأمثل، ولو أن المشكلة ليست سهلة، فهو استعمل تجربة Monte Carlo على نموذج معجل مضاعف بسيط لكي يبين أن في حالة الأخطاء القياسية الكبيرة، فإن السيطرة التكيفية تعطي نتائج أفضل من تكافؤ الحقيقة البديلة التي تفرض غياب التعلم.

يتعلق آخر نوع من لا يقين النموذج بمواصفات النموذج. بصفة عامة فإن أي اختلاف في توصيف النماذج سيقود إلى سياسات مختلفة. لهذا السبب، سعى العديد من المؤلفين لاستنتاج سيطرات متينة (Robust) تتماشى مع توصيفات مختلفة للنماذج.

وعلى سبيل المثال، اقترح Hall and Henry (1988) استعمال دالة هدف من نوع (Von Newmann-Morgenstern) بإدماج الحالات الممكنة لطبيعة النماذج وذلك بتخصيص احتمالات خاصة للحدوث كأوزان لدالة الهدف الأخيرة. تصبح إذن مشكلة التحكم الأمثل تصغيراً لدالة الهدف مع صياغة النماذج المنافسة كقيود مختلفة.[169]

اقترح Chow (1981) فكرة مشابهة غير أن اختيار السياسات القصوى لا يستند على دمج النماذج المنافسة في دالة الهدف نفسها لاستنتاج مسار السيطرة القصوية، بل يستند على حلول السياسات القصوية المشتقة من النماذج الفردية. وبهذا، فإن اختيار السياسة المثلى يستند على مصفوفة الحلول (Payoff Matrix) لكل السياسات القصوية المتوفرة تحت حالات مختلفة. ويستنتج الحل باستعمال طريقة (Min-Max) أو طريقة ناش (Nash).

اختيارات دالة الهدف :

لم يحدث تطور كبير في المسائل المتعلقة باللايقين الصادر عن عدم معرفة الأفضليات الحقيقية لصانع السياسة. يمكن تقسيم اختيار دالة الهدف إلى الاختيار الرياضي لصيغة الدالة وإلى اختيار عواملها.

يمكن استعمال أشكال رياضية مختلفة لدالة الهدف. كل شكل له مجموعة مختلفة من الفرضيات التي تشكل أساسه. وعلى سبيل المثال، دالة الهدف الخطية لمتغيرات الهدف يمكن أن تعني أن الأفضلية الحدية لأي متغير هدف تعتبر ثابتة وبذلك تكون مستقلة عن

(169) راجع Hall & Henry (1988) فصل 7.

المستوى الحالي لذلك الهدف.[170] القيود نفسها تطبق أيضاً بالنسبة لدرجة الإحلال بين الأهداف.

يمكن التغلب على العيوب المذكورة أعلاه بتبني دالة هدف غير خطية. وهنا ثانيةً، ليس لكل الدوال غير الخطية الخواص نفسها، وبذلك، يجب اختيار الشكل المقرب أكثر للحقيقة. ومع هذا، يعتبر الشكل التربيعي الأكثر رواجاً من بين دوال الهدف غير الخطية، وذلك لملاءمته الحسابية. بالإضافة، يمكن تبرير دالة الخسارة التربيعية على أنها تقريب تربيعي للدالة العامة W(Z) حول بعض الحلول العملية Z^* مع تجاهل التعابير الثابتة غير الضرورية:

$$W(Z) = \left.\frac{\partial W}{\partial Z}\right|_{Z*} (Z - Z^*) + \frac{1}{2}(Z - Z^*)' \left.\frac{\partial^2 W}{\partial Z \partial Z'}\right|_{Z*} (Z - Z^*) \quad (30\text{-}8)$$

أما بالنسبة لتصميم المعاملات، فقد اقترحت بعض الطرق لإعطاء القيم العددية لمعاملات المصفوفة Q في شكل التضخيم المعطى في (17) ومكوناته M و N و P.[171] بين الطرق الأخرى المقترحة، هناك طريقة تتمثل في تقدير معاملات دالة الهدف بالاستناد على ملاحظات السلوك الماضي لصانع القرار. وهذا يعرف أيضاً بمعكوس شكل التحكم الأمثل بما أن قيم البارامترات مستنتجة من تصغير دالة الهدف بقيم معروفة ومرغوبة للأهداف وللمتغيرات الوسيطة، مع الأخذ بالاعتبار النموذج المعطى ورد فعل سياسة صانع السياسة في صيغة قاعدة الرد. وقد أعطى Ancot وآخرون (1982) توسعات أبعد واقترحوا تقنيات بديلة للحساب لتحديد دالة التفضيل الجماعية الضمنية في حل معين.

صياغة السياسة في حالة اللايقين:

لكل أشكال اللايقين المذكورة أعلاه، صلة بتأثيرات قرارات السياسة على قيم الهدف ودرجة تذبذبها. وعموماً، إن زيادة اللايقين تتطلب عدم استعمال أدوات السياسة منفردة وتشجع على الاستعمال الآني للعديد من الأدوات للوصول إلى هدف معين. وبهذه الطريقة يكون قد وزع الشك بين أدوات عديدة وليس أداة واحدة.

وعلى أية حال فإن ابتعاد المتغيرات الهدفية عن المسارات المرسومة لها، ليس هو

---

(170) هذا القول أن التفضيل المعطى لكل هدف، مثل التضخم، هو نفسه ومستقل عن المستوى الحقيقي للتضخم.

(171) تفاصيل عن القضايا المتعلقة باختيار دالة الهدف توجد في Petit (1990)، الفصل 6.

الاهتمام الوحيد لصناع السياسة . إن ابتعاد أدوات السياسة عن قيمها المرسومة أو المخططة هو كذلك موضوع اهتمام بما أنه يمكن أن يؤثر في خاصيات معاملات النموذج (الوسط ، التباين) . وحول هذه الحقيقة وجه Lucas (1976) انتقاده المتعلق باستعمال نماذج الاقتصاد القياسي الكلي في تقويم السياسة والقاضي بأن القوى الاقتصادية تغير سلوكها إذا توقعت تغيراً في السياسات المرسومة .[172]

يجب الإشارة هنا إلى أن صانعي السياسة يولون أهمية كبيرة ويحرصون على عدم ابتعاد المتغيرات عن أهدافها . وبمعنى آخر ، فهم ليسوا محايدي المخاطرة (Not Risk Neutral) بالنسبة لابتعاد المتغيرات عن أهدافها . إلا أن العديد من الاستعمالات العامة تستند على الافتراض الضمني لحياد المخاطرة . وعلى سبيل المثال ، إذا كانت الصيغة الوحيدة للايقين في النموذج هي اللايقين المضاف إذا استعمل مبدأ تكافؤ الحقيقة لإيجاد قواعد السياسة ، فهذا يعني افتراض حياد الخطر حيث أن القواعد الأخيرة لن تعتمد على مقاييس كره المخاطرة (Risk Aversion) (مثل تباينات المتغيرات العشوائية) .

قدمت في الأدبيات العديد من الاقتراحات لإدخال كره المخاطرة في عملية اتخاذ القرار . ومن أشهر هذه الطرق نذكر دالة هدف تباين الوسط (Mean-Variance Objective (Function) التي تعتبر الوسط المرجح لمتوسطات (الأول والثاني) دالة الخسارة التربيعية :[173]

$$\tilde{W} = \alpha E \ (W) + \frac{1}{2} (1 - \alpha) V (W) \quad (31\text{-}8)$$

حيث α هو عامل المخاطرة . قيمة الوحدة لـ α تعني حياد المخاطرة ، بينما القيمة (صفر) تعني الحالة الطرفية لكره المخاطرة . يمكن استعمال تقنيات « تايل » أو تقنيات التحكم الأمثل إلى جانب تقنيات أخرى لتقويم السياسة ، كالمحاكاة . وعلى سبيل المثال Brandsma et al. (1983) أوضحوا أنه بالإمكان تقسيم مشكل التحكم الأمثل إلى طور محاكاة وطور سيطرة . طور السيطرة يمثل إجراء بحث عن مجموعة مقبولة من أدوات السياسة . يقام هذا التعريف بواسطة تجارب على المصفوفة Q في المشكل (17) . بعد تحديد مجموعة قرارات السياسة الممكنة ، يمكن استعمال المحاكاة لمقارنة تأثيراتها على متغيرات الهدف . اقترح Hall and Stephenson (1990) خوارزمية تجمع بين تقنيات التحكم الأمثل والمحاكاة العشوائية

(172) تعالج هذه النقطة في المقطع القادم .

(173) Hallet (1989) ، ص 209 .

لحل مشكلة التحكم الأمثل غير الخطية العشوائية دون اللجوء إلى التحويل الخطي واللايقين المتعلق به .

استعملت تقنية التحكم الأمثل على نطاق واسع في العقدين الأخيرين. لكن استعمالها لم يكن دائماً دون اعتراضات . فلقد أوضح العديد أن تقنية التحكم الأمثل التقليدية ليست مناسبة للتعامل مع حالات النماذج ذات التوقعات المستقبلية أو عندما تكون القرارات لا مركزية . وعلاوة على ذلك ، فإن نظرية التحكم التقليدية لا تعير نفسها إلى قضايا مثل السمعة في السياسات ، والالتزام ثم المصداقية . كل هذه القضايا ستناقش فيما بعد . لكن قبل ذلك سنراجع قضايا متعلقة بتقويم السياسة عن طريق المحاكاة .

4.8. طريقة المحاكاة في تقويم السياسة الاقتصادية :

يتلخص منهج المحاكاة في تحليل السياسات في ملاحظة السلوك الديناميي للمتغيرات الداخلية أو أهداف النموذج لافتراضات بديلة تتعلق بمتغيرات السياسة .

طريقة المحاكاة تتطرق لمشكل السياسة من زاوية مختلفة عن إطار تينبرجن ـــ تايل (Tinbergen-Theil Framewoek) الذي تحدد فيه أهداف مختلف المتغيرات الهدفية ويسأل النظام لبلوغ هذه الأهداف أو الاقتراب منها بقدر الإمكان .

وعلى كل ، فإن هذه الطرق يمكن أن تكون ذات استعمال عملي محدود للمحلل إذا لم تتوفر المعلومات عن الأهداف المرسومة . وبالمقارنة فإن طريقة المحاكاة ليست مكلفة من حيث المعلومات المتطلبة . في هذه الطريقة ، تتم تجربة حزمات مختلفة من السياسة من قبل المحلل لمراقبة تأثيراتها على متغيرات الهدف . وقد لخص نايلور طريقة المحاكاة كما يلي :

« تقرأ المتغيرات الخارجية داخل الحاسوب كبيانات ، ثم تغذي المتغيرات Y_{t-1} المنتجة في فترات سابقة في النموذج في الفترة t ، وتحدد متغيرات السياسة من قبل المحلل ، ثم الأخطاء العشوائية فإما يمكن الاستغناء عنها أو خلقها بواسطة مسار داخلي للحاسب » .

تستعمل المحاكاة عموماً لسببين : لقياس فعالية النموذج وتقويم السياسات . يقصد بفعالية النموذج اختبار ثقة ودقة النموذج . أما تقويم السياسة فهو يعني مقارنة تأثيرات مختلف سيناريوهات السياسة على المتغيرات الهدفية في النموذج .

سبب قياس فعالية النموذج هو تقدير اللايقين المتعلق بالنموذج . يمكن لفعالية النموذج خلال فترة المحاكاة ، أن تكون ضعيفة بسبب أحدٍ أو أكثر من هذه الأسباب :

ـــ حد الأخطاء

ـــ أخطاء المواصفات

ـــ أخطاء تقدير المعاملات

ـــ أخطاء في التنبؤ بالمتغيرات الخارجية

يسمح تحليل المحاكاة بمعرفة أيةٍ من الأسباب المذكورة أعلاه هي مصدر ضعف النموذج . قبل البدء بوصف تقنية المحاكاة يجب الإدلاء ببعض التوضيحات المهمة .

يمكن تصنيف المحاكاة وفق الفترة التي تنجز فيها ، سواء كانت ساكنة أو دينامية ، وسواء كانت حتمية أو عشوائية . وكما هو الحال في التنبؤ ، يمكن للمحاكاة أيضاً أن تميز وفق كونها بعدية (Ex-post) أو قبلية (Ex-ante) . المحاكاة البعدية هي المحاكاة التي تستعمل فيها القيم الحالية للمتغيرات الخارجية ، ويمكن القيام بها ضمن العينة (Interpolation) أو خارجها (Extrapolation) لكن حين تكون البيانات عن القيم الحالية للمتغيرات الخارجية متوفرة . ومن جهة أخرى ، تستعمل المحاكاة القبلية ما بعد الفترة التي توجد فيها البيانات ، وبذلك تكون بشكل ضروري خارج العينة .

تهدف المحاكاة البعدية لفحص فعالية التنبؤ أو كفاية النموذج . أما المحاكاة القبلية ، فهي تهدف لتقويم السياسة . وبالتدقيق ، فإن الهدف من المحاكاة القبلية هو دراسة تأثير مختلف سيناريوهات السياسة ، كما توصف من قبل مختلف قيم المتغيرات الخارجية ، في المسار الزمني المختلف المتغيرات الداخلية للنموذج .

تجدر الإشارة إلى أنه يمكن استعمال المحاكاة البعدية خارج العينة في تقويم السياسة وبالتحديد في تقويم برامج السياسات التي تبدأ في وقت معين من الزمن .

وعلاوة على ذلك ، يمكن للمحاكاة أن تكون ساكنة (Static) حين تستعمل القيم الحالية للمتغيرات المستقلة (المتغيرات الخارجية والمتغيرات الداخلية المتأخرة) في الحل ، أو دينامية (Dynamic) « حين تستعمل القيم المتوقعة للمتغيرات الداخلية من حلول الفترات السابقة كقيم لمتأخر المتغيرات الداخلية المتأخرة في حلول الفترة الحالية » . من هذا التعريف ، نستنتج مباشرة أن المحاكاة القبلية هي بالضرورة دينامية .

قبل القيام بالمحاكاة ، يجب تبني الافتراضات حول حدود الأخطاء للنماذج . فإذا أنجزت المحاكاة باستعمال مجموعة واحدة من قيم حد الأخطاء ، فإن المحاكاة إذن تدعى حتمية (Deterministic) . وبالعكس ، إذا استعملت العديد من المجموعات من حدود الأخطاء فإن المحاكاة تدعى عشوائية (Stochastic) .[174]

---

(174) Fair (1984) .

يمكن إيجاد حل المحاكاة، والمتمثلة في المسارات الزمنية لمختلف المتغيرات الداخلية، إما بشكل تحليلي أو بشكل تكراري باستعمال طرق عددية أساسها الحاسب. ويمكن حل بعض نماذج الاقتصاد القياسي الكلي، والخطية منها بالخصوص، بالطريقة التحليلية. أما بالنسبة للنماذج الدينامية غير الخطية أو النماذج الخطية المعقدة، فإن الحل التحليلي يصبح غير عملي ويتوجب إذن استعمال الطريقة العددية التكرارية.

يتوفر العديد من الخوارزمات لحل نماذج الاقتصاد القياسي الكلي. وأغلبها استعمالاً خوارزمة GS (Gauss-Seidel) وخوارزمة Newton المستعملة غالباً في النماذج غير الخطية. وتعد الطريقة الجاكوبية (Jacobian Method) وطريقة فليتشرباول (Fletcher-Powel). البديلين لطريقة GS حين تعجز هذه الأخيرة عن التقارب. وتوجد هاتان الطريقتان البديلتان في العديد من البرامج الحاسبة للاقتصاد القياسي مثل TSP international (1992, Hall).

يمكن وصف الخطوات المختلفة المستخدمة في المحاكاة العشوائية كالتالي:

لنفرض النموذج العام التالي:

$$Y_{it} = g_i\ (Y_t\ ,x_{it}\ ,\alpha_i\ ) + u_{it}\ ,\quad i = 1,\dots ,n \quad t = 1,\dots ,T \qquad (32\text{-}8)$$

حيث Y_{it} متغير داخلي مطبع، Y_t متجه لكل المتغيرات الداخلية في المعادلة i ماعدا المطبعة، و X_{it} متجه المتغيرات المستقلة، و α_i تعد K متجهاً من معاملات مجهولة، و U_{it} حد الخطأ. في الخطوة الأولى، يتوجب تحديد التوزيع الاحتمالي لحد الخطأ ولكل معامل مقدر. وعملياً، تفترض هذه التوزيعات طبيعية، بالرغم من إمكانية استعمال توزيعات أخرى.

بعد تقدير المعاملات α، يمكن تقدير مصفوفة التباين لهذه المعاملات الأخيرة، $\hat{V}_{ii}$، وكذلك مصفوفة التباين لحدود الأخطاء $\hat{V}_{ii}$.[175] وفي الخطوة التالية تسحب عشوائياً مختلف القيم للبواقي وكذلك المعاملات المقدرة من توزيعاتها الاحتمالية المطابقة.

لندع α^* و U_i^* تمثل سحباً خاصاً للمعاملات وحد الخطأ. بعد ذلك، يمكن حل النموذج والحصول على المسارات الزمنية للمتغيرات الداخلية، المناظرة لـ α^* و U_i^* ويمكن تكرار هذه الخطوات عدة مرات.

---

(175) اقترحت عدة من القواعد العملية لسحب قيم حدود الأخطاء وقيم الأخطاء وقيم المعاملات. راجع على سبيل المثال، كلين Klein (1983) و Fair (1984).

وبعد كل خطوة تستنتج تنبؤات لكل متغير داخلي وذلك بإدخال القيم المتأخرة للمتغيرات الداخلية والمتغيرات الخارجية ومتجه البرامترات المقدرة α . وبعدها يتم تقدير قيمة الدالة gi واستعمال الحلول الحالية للحصول على حلول الخطوة المقبلة وهكذا دواليك .

لندع Y_{itk} تعني الحل للمتغير الداخلي i من K فترات متقدمة متنبئة من المحاكاة المبتدئة في الفترة t .[176] يمكن تقدير القيمة المتوقعة والتباين لـ Y_{itk} لعدد من المحاولات j ، وقيم التوقعات والتباين الأخيرين هي كالتالي :

$$\bar{\hat{Y}}_{itk} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^{J} \hat{Y}_{itk}(j) \tag{33-8}$$

$$\hat{\sigma}^2_{itk} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^{J} (\hat{Y}_{itk}(j) - \bar{\hat{Y}}_{itk}(j))^2 \tag{34-8}$$

يمكن استعمال المعلومات المعطاة في (33) و (34) لاستخراج فترات الثقة للقيم المتوقعة للمتغيرات الداخلية . وتعطي فترات الثقة هذه فكرة جيدة وعادلة عن دقة التوقع للنموذج كما يمكن استخدامها لمقارنة النماذج في هذا السياق .

باستعمال هذه الطريقة التكرارية ، يمكن الحصول على الحلول ويمكن للنموذج أن يقارب لنقطة التوازن . وعموماً يفترض أن النموذج يتلاقى إذا كان الفرق النسبي بين حلول التكرارات المتلاحقة لأي متغير داخلي Y_i أصغر من قيمة صغيرة معينة ϵ :

(35-8)

ليس هناك أي ضمان لتقارب خوارزمية مثل GS ، وتكمن أفضليته في إمكانية جعله يتقارب ، بافتراض وجود حل حقيقي ، مع تضاؤل كافٍ (Damping) . ونعني بالتضاؤل ما يلي . لندع Y^{n-1}_{it} تعني قيمة حل Y_{it} للتكرار (n – 1) ، ولندع $\hat{Y}^{(n)}_{it}$ تعني القيمة المحسوبة بحل المعادلة الملائمة في التكرار n . بدلاً من استعمال $\hat{Y}^{(n)}_{it}$ كقيمة الحل للتكرار n ، يمكن تعديل $\hat{Y}^{(n-1)}_{it}$ جزئياً باتجاه $\hat{Y}^{(n)}_{it}$:

$$\hat{Y}^{(n)}_{it} = \hat{Y}^{(n-1)}_{it} + \lambda\, (\hat{Y}^{(n)}_{it} - \hat{Y}^{(n-1)}_{it}); \quad 0 < \lambda < 1 \tag{36-8}$$

(176) لقد استعملنا الفكرة المستعملة في Fair (1984) .

يمكن دائماً تحديد λ صغيرة بما فيه الكفاية للوصول للتقارب . وهذا المشكل معروف في الدراسات كمشكل حجم الخطوة (Step size) . وتجدر الإشارة إلى أنه كلما كبر حجم الخطوة حصلنا على التقارب بطريقة أسرع . وعلى أية حال ، فهناك حالات حيث حجم الخطوة المساوية للواحد الصحيح لا تصل إلى التقارب[177] في هذه الحالة ، يمكن للتكرار أن يدخل دورة محدودة (Limit Cycle) بالرغم من وجود حل .

هناك ثلاث طرق أخرى للتعامل مع مشاكل التقارب . الطريقة الأولى الواضحة هي اختيار نقاط بدء مختلفة . والثانية هي تجديد تطبع (Renormalization) المعادلات ، أما الثالثة فتتعلق بإعادة ترتيبها .

لقد اقترح كلين (1983) قاعدتين عامتين عن الترتيب والتطبيع .

ـــ يجب أن تكون مصفوفة المعاملات الهيكلية تكرارية ما أمكن .

ـــ يجب أن يكون الترتيب والتطبيع متسقين مع الهيكل الاقتصادي .

بعد شرح مختلف الخطوات المستخدمة في المحاكاة العشوائية ، يجدر بنا القيام ببعض الملاحظات المهمة . أولاً هناك بعض إجراءات لسحب قيم حدود الأخطاء والمعاملات المقدرة في تمرين المحاكاة . أهم واحدة هي استعمال الحاسب لسحب R قيمة من توزيع معين . ومع هذا ، فهناك القليل من برامج الحاسب القادرة على إنتاج أعداد عشوائية من توزيعات مشتركة (Joint Distributions) إذا كان السحب الفردي العشوائي هو الطريقة الوحيدة المتوفرة ، فيجب على الباحث أن يكون على وعي بنتائج إهمال التباين بين المعاملات . فمن الملاحظ عموماً بالنسبة للحالة الأخيرة أن المحاكاة تميل إلى المبالغة في حجم الخطأ المتوقع للنموذج[178] . هناك العديد من الطرق العملية المستخدمة في الدراسات لسحب قيم الخطأ وقيم المعامل لحفظ صفات عينتهم .[179]

ثانياً : بالنسبة للنماذج الخطية طالما أن حدود الأخطاء موزعة بشكل طبيعي وبوسط يساوي الصفر ، فالتوقع الحتمي للمتغير الداخلي أو تنبؤه بتجاهل حد الخطأ ، يساوي متوسط التوقعات تماماً في حالة النموذج العشوائي . لكن هذا غير صحيح بالنسبة للنماذج غير الخطية . ففي هذه الحالة ، يمكن للتوقع الحتمي أن يعطي فكرة مضللة عن التوقع الحقيقي

---

(177) راجع على سبيل المثال ، Klein (1983) ، ص 6 .

(178) Pindyck & Rubenfeld .

(179) راجع على سبيل المثال ، Klein (1983) و Fair (1984) .

للنموذج ، لكن بالرغم من هذه الحقيقة ، أشار العديد من الدراسات التي أشارت إلى وجود فرق بسيط بين الحتمية ووسط المحاكاة العشوائية . وعلى الرغم من هذه الملاحظة ، فالمحاكاة العشوائية تبقى مهمة في إعطاء فترات ثقة لتنبؤات النموذج .

أما الملاحظة الثالثة فهي تتعلق بطبيعة حد الخطأ المسحوب لغرض المحاكاة . يمكن إنجاز تقديرات أكثر كفاءة لانحرافات التوقع الحتمي ومتوسط التوقع العشوائي إذا استعملنا أحد تقنيات تخفيض التباين (Variance Reduction) .

أغلب التقنيات استعمالاً هي سحب حد الخطأ المتناقضة (Antithetic Errors) . الأخطاء المتناقضة هي حدود الأخطاء المتكونة من أزواج حيث العنصر الثاني في الزوج له القيمة المطلقة للأول نفسها ولكن بإشارة معاكسة .

بصفة عامة فإن سحب حدود الأخطاء يعد مستقلاً . إذا افترضنا بالإضافة إلى ذلك أن حدود الأخطاء متناقضة فإن هذا يخفض تباين توسط التوقع . وبمعنى آخر ، تباين متوسط توقع المستنتج من الأخطاء المتناقضة هو أصغر من التباين الذي يمكن الحصول عليه باستعمال عدد المشاهدات نفسه لتقدير متوسط التوقع من مجموعتين مستقلتين من الأخطاء .

ومن جهة أخرى ، يمكن استعمال الأخطاء المتناقضة لاختبار خطية النموذج . فإذا كان النموذج خطياً ، فمن الممكن التوضيح أن متوسط قيمة أي متغير داخلي مستنتج من زوج واحد من الأخطاء المتناقضة يساوي بالضبط التوقع الحتمي لذلك المتغير .

لتقويم الدقة التنبؤية للنماذج ، يمكن استعمال طرق منوعة . الطريقة الأولى هي استعمال بعض مقاييس دقة التنبؤ المتواجدة في الأدبيات . وهذه أساساً هي الجذر التربيعي لمتوسط الخطأ (RMSE) والوسط المطلق للخطأ (MAE) ومعامل تايل للتفاوت (U) .

كل هذه المقاييس مبتكرة لقياس دقة التوقع البَعدي أو التوقع القَبلي للنموذج تحت الدراسة بعد توفر البيانات لمختلف المتغيرات . وقد اقترح فير Fair طريقة لقياس الدقة في التنبؤ التي ، على خلاف الطرق السابقة ، تأخذ بعين الاعتبار كل مصادر اللايقين بما فيها المتعلقة بالمتغيرات الخارجية .

وكما ذكر سابقاً ، هناك أربعة مصادر شك في التوقع :

- حدود الأخطاء .
- تقدير المعاملات .
- تنبؤ المتغيرات الخارجية
- مواصفات النموذج

يمكن تمثيل اللايقين الناتج عن حدود الأخطاء وتقدير المعاملات بتباين توقع الخطأ المعطى في المعادلة (34) الذي يستند على السحب من توزيع حد الخطأ وتوزيع المعاملات في الوقت نفسه. يمكن دائماً عزل الشك الناتج عن واحد فقط من هذه المصادر بالسحب من توزيع هذا الأخير والاحتفاظ بالآخر مثبتاً في حدود مجموعة من القيم.

أما معاملة الشك الناتج عن المتغيرات الخارجية فهي أكثر تعقيداً. في حالة قصوى يمكن التخلص من الشك الناتج عن المتغيرات الخارجية بإعطاء هذه الأخيرة مجموعة من قيم ثابتة. أما الحالة القصوى الأخرى، فهي افتراض أن المتغيرات الخارجية غير مؤكدة حالها حال المتغيرات الداخلية. في هذه الحالة، يمكن التعبير عن سلوك المتغيرات الخارجية من خلال معادلات منفصلة يمكن إضافتها إلى النموذج.

أما العامل الرابع المسبب لنقص النموذج فهو مواصفات النموذج. وكما أشار فير Fair يمكن معالجة تأثير الخطأ في مواصفات النموذج بمقارنة تقدير التباين المحسوب بطرق المحاكاة العشوائية مع تقدير تباين التوقع خارج العينة.

وكما رأينا سابقاً، يمكن دائماً الحصول على تقدير التباين لتوقع الخطأ في التنبؤ لفترة K خطوة إلى الأمام وذلك من خلال المعادلة (34)، كما يمكن تقدير القيمة المتوقعة لتنبؤ المتغير ki خطوة إلى الأمام من خلال المعادلة (33).

لنرمز لمربع توقع وسط الخطأ التالي بـ $\hat{\varepsilon}^2_{itk}$:

$$\hat{\varepsilon}_{itk} = Y_{itk} - \hat{Y}_{itk} \qquad (35\text{-}8)$$

حيث Y_{itk} هي القيمة الحقيقية للمتغير i في الفترة k. إذا افترضنا $\hat{Y}_{itk}$ تساوي القيمة المتوقعة الحقيقية $\bar{Y}_{itk}$، فإن $\hat{\varepsilon}^2_{itk}$ تكون إذن تقديراً غير متحيز لـ σ^2_{itk}. هناك تقدير آخر لـ σ^2_{itk} معطى بتباين المحاكاة $\hat{\sigma}^2_{itk}$. لندع ditk ترمز للاختلاف بين التباينين، وبذلك، إذا كان النموذج محدداً بشكل صحيح، فإن ditk تميل للصفر.

الشك الكلي المرتبط بنتائج المحاكاة هو ببساطة مجموع كل مصادر الشك المذكورة أعلاه. لاستنتاج تقدير الشك الكلي لنموذج معين، اقترح Fair إجراء محاكاة متعددة الخطوات وهي كالتالي:[180]

(180) هذه الخطوات معطاة في Hall & Henry (1988).

خطوة 1 :من معطيات تقدير مصفوفة التباين للمعاملات ، نسحب مجموعة من معاملات عشوائية من توزيع α^* .

خطوة 2 :باستعمال مجموعة المعاملات α^* ومجموعة من المتغيرات الخارجية الرئيسية X^1 ، ننجز مجموعة من محاكاة عشوائية باستخدام مصفوفة تباين حد الخطأ لاستنتاج النتيجة المتوقعة للنموذج $\tilde{Y}^1$ بمعلومية α^*و X^1 .

خطوة 3 :باستعمال مجموعة المعاملات α^* ومتغيرات خارجية جديدة X^2 ، ننجز مجموعة محاكاة عشوائية باستخدام مصفوفة تباين حد الخطأ لاستنتاج النتيجة المتوقعة للنموذج $\tilde{Y}^2$ شرط α^* و X^2 .

خطوة 4 :نحسب $\tilde{d}^1=\tilde{Y}^2-\tilde{Y}^1$

خطوة 5 :نعيد الخطوات من 1 إلى 4 ، J مرات ، حيث يمثل J العدد المرغوب فيه من المحاولات .

خطوة 6 :من J قيم لـ $\tilde{d}^J$ نحسب وسط وتباين $\tilde{d}^J$.

وكما أشار Hall and Henry ، هذه الطريقة تجمع بين طريقتين منفصلتين للمحاكاة ضمن واحدة كبيرة . كما بينا أنه يصعب الأخذ بعين الاعتبار تأثير الخطأ العشوائي للنموذج . وقد اقترحا طريقة أبسط حيث تتجنب تعقيدات الطريقة الأولى .

ويمكن وصف هذه الطريقة كالتالي :

خطوة 1 :من معطيات مصفوفة تباين المعاملات وحدود الأخطاء، نسحب مجموعة من معاملات عشوائية α^* ومجموعة من البواقي U^* .

خطوة 2 :باستعمال α^* وU^* نحلل النموذج لمجموعة من المتغيرات الخارجية الرئيسية X^1 لإعطاء $\tilde{Y}^1$.

خطوة 3 :باستعمال α^* و U^* . نحلل النموذج لمجموعة بديلة من المتغيرات الخارجية X^2 للحصول على $\tilde{Y}^2$.

خطوة 4 :نحسب $\tilde{d}^J = \tilde{Y}^2 - \tilde{Y}^1$

خطوة 5 :نعيد الخطوات 1 إلى 4 ،عدد J من المرات .

خطوة 6 :بمعطيات العدد J من قيم d ، نحسب وسط وتباين $\tilde{d}$.

الشك الكلي في كلتا الحالتين ينقل بواسطة تباين $\tilde{d}$.

وكما أشير سابقاً ، يمكن تقويم السياسات باستعمال طريقة المحاكاة إما قبلياً أو بعدياً . ولكن من حيث تقويم السياسات ، يعتبر التقويم المسبق أكثر ملاءمة . يعتبر هذا المنهج

بالضرورة ديناميكاً بحيث تستعمل قيم المتغيرات الداخلية، المتوقعة من حل الفترات السابقة، في حل النموذج في الفترة الحالية.

مع أن حلول الخوارزمات، مثل GS، جعلت حل النماذج عملياً وسهلاً، فيجب توخي الحذر في استعمال طريقة المحاكاة لتحليل السياسات. أولاً، قبل تقدير النموذج للاستعمال في تقويم السياسات، يجب التأكد من فعاليته. الهدف من فعالية النموذج هو معرفة مدى اتساق السلوك المحاكى (بمحاكاة بعدية) للمتغيرات الداخلية مع السلوك الحقيقي حيث يمكن أن ينتج عدم ملاءمة النموذج عن أسباب عديدة مثل خطأ توصيف النموذج أو عدم ملاءمة طريقة التقدير ... الخ.

ثانياً، وكما أشار Naylor، ينظر للمحاكاة كتجربة. وبذلك، وكأي تجربة يجب أن تكون جيدة التصميم. وقد أدلى Naylor ببعض العوامل المهمة التي يجب أخذها بالاعتبار في إعداد محاكاة السياسات. وهذا يتضمن قضايا اختيار العوامل، والعشوائية، وعدد مرات تكرار التجربة، وطول تكرار المحاكاة، ثم الردود المتعددة.

اختيار العوامل:

كل متغير وسيط يدعى غالباً عاملاً. يشتمل التصميم العاملي الكامل على اختيار بعض القيم لكل عامل. لندع F تمثل كل القيم الممكنة لكل العوامل في النموذج، ويدعى عنصر من f;F، بنقطة التصميم (Design Point).

عبَّر Naylor عن صعوبة تغطية كل الفضاء F. وبذلك، يجب اختيار بعض نقاط التصميم بكل حذر[181]. وكما أشير في المقطع الأخير، يمكن دائماً استعمال نظرية التحكم الأمثل للتركيز على أهم نقاط التصميم ذات الصلة الوثيقة بالنموذج.

العشوائية:

الاختيار بين المحاكاة الحتمية أو العشوائية يعد كذلك أمراً مهماً للمعالجة. لكن، لضبط الشكل الإجمالي للنموذج، تُعتَبر المحاكاةُ العشوائيةُ الاختيارَ الأفضلَ، مع أنه يجب وزن هذا الاختيار مقابل العبء الحسابي اللازم.

عدد مرات تكرار التجربة:

لكل نقطة تصميم معطاه، يمكن إجراء العديد من التجارب لمختلف قيم المعاملات وحدود الأخطاء (في حالة المحاكاة العشوائية). وكل تجربة أو تكرار تجربة يمكن إجراؤها عدداً

(181) راجع (Naylor)، للمراجع عن بعض القواعد لأخذ مثل هذا القرار.

من المرات بقدر الرغبة . إلا أن اختيار عدد مرات تكرار التجارب يجب أن يكون مقاداً ، بين أشياء أخرى ، بدرجة الشك المتعلق بالنموذج والخطر المحتمل إذا كان الشك الأخير غير محتسب بشكل صحيح .

طول تكرار المحاكاة :

يقصد بطول تكرار المحاكاة عدد تكرار التجربة الضروري للوصول إلى التقارب . وقد اقترح عدد من قواعد الإيقاف (أو الانتهاء) . لكن Naylor انتقدها بحجة أنها يمكن أن تعطي نتائج مضللة خاصة في حالة المتغيرات التي لا تتقارب بسرعة إلى حل الحالة الثابتة . (Steady State) .

الردود المتعددة :

في نموذج يحتوي على عشرات من متغيرات الرد أو الهدفية وعشرات من محاكاة السياسة ، هناك مشكل اختيار السيناريو الأمثل . فالموقف السلبي المتبنى من قبل العديد من الدراسات التجريبية يشتمل على إعطاء — وغالباً باستعمال الرسوم البيانية — مسارات نتائج مختلف المتغيرات الهدفية عن سيناريوهات السياسة المختلفة ويترك لصانع السياسة القرار في الاختيار الأنسب والأفضل .

وفي هذا الصدد يمكن إعطاء أوزان لمختلف متغيرات الرد ثم القيام بحساب قيمة منفردة لقياس الأداء مثل قيمة دالة الهدف في مشكلة التحكم الأمثل .

مع أن محاكاة الحاسب تعطي أغلب الطرق العملية لتقويم السياسات ، إلا أن نتائجها لا تخلو دائماً من المشاكل . وإحدى هذه المشاكل الأكثر مصادفة في محاكاة السياسات هي الانتهاء بنتائج منحرفة حيث مسار المتغيرات الداخلية لا يتسق مع الحقيقة . وقد يحدث هذا غالباً في الحالة الخطية أو في حالة المعاملات غير المستقرة . وهذا غالباً يدعو إلى تعديل وضبط (Adjustment and Tuning) المحاكاة .

يتم تعديل النماذج بإعادة تقدير النموذج تحت الدراسة باستخدام طرق أخرى غير مستعملة سابقاً . كذلك يمكن للتعديل أن يضم إعادة مواصفات معادلات النموذج ، خاصة إذا كانت بعض المعاملات المقدرة كبيرة بشكل شاذ تجعل أي تغيير صغير لمتغير السياسة يتسبب في تغييرات كبيرة في واحدة أو أكثر من المتغيرات الداخلية .

يتمثل ضبط محاكاة النماذج في محاولة قيم مختلفة للمعاملات قصد تحسين القدرة التنبؤية للنموذج . وهذه المعاملات الأخيرة يتم اختيارها من المعادلات ذات الإنجاز الرديء في التنبؤات الفردية .

في المقطع القادم سنعتني بقضية كيفية تغيير طرق تقويم السياسات لأخذ التوقعات المستقبلية بعين الاعتبار .

5.8 تقويم السياسات الاقتصادية ونهضة التوقعات الرشيدة :

مع أن الدراسات عن التوقعات الرشيدة تطورت حول قضية سياسات الاقتصاد الكلي ، هناك دراستان انبثقتا عن هذه النظرية وتفوقتا على الطرق السابقة لتقويم السياسات وهما نقد Lucas وعمل Kydland and Prescott عن قضايا عدم اتساق السياسات (Policy Incosistency) .

وكما نوقش مسبقاً ، يمكن لعدم ثبات المعاملات أن يعطي استنتاجاً مضللاً عن السياسات فيما يخص آثار سياسة ما على سلوك أحد أو بعض المتغيرات الداخلية . ومصدر عدم ثبات المعاملات ينتج عن الزلات الهيكلية الصادرة عن تغيير في هيكل الاقتصاد . وقد أشار Lucas 1976 إلى مصدر آخر لعدم استقرار المعاملات وهو أن المعاملات تتأثر بتغيير السياسات .

يقول Lucas إن تقويم آثار مختلف سيناريوهات السياسة باستعمال النماذج ذات التقديرات الثابتة للمعاملات مضلل وإن رد فعل المتعاملين الاقتصاديين تجاه المتغيرات المتوقعة في السلوك السياسي هو تغيير سلوكهم . وبذلك ، يجب على كل تقويم للسياسات أخذ هذه الحقيقة بعين الاعتبار وإلا ستكون بدون جدوى .

بينما يعد نقد لوكاس موجهاً لتقويم السياسات من خلال منهج المحاكاة ، فإنه يتوسع بالقوة نفسها إلى تقنيات تقويم السياسات باستخدام طرق أخرى مثل طريقة التحكم الأمثل .

في طريقة التحكم الأمثل ، يقدم النموذج مجموعة من القيود التي بصددها يصغر صانع السياسة دالة الخسارة . وإذا كانت هذه القيود غير ثابتة ، فإن أي سياسة مثلى محسوبة تكون غير موثوق من قيمها .

هناك انتقاد خاص بطريقة التحكم الأمثل جاء من قبل Sargent وقد حرر في Petit (1990) . وقد ناقش Sargent عدم الاتساق في معالجة التفاعل بين الحكومة والمتعاملين الاقتصاديين في مشاكل التحكم الأمثل . ففي مرحلة التقدير ، يفترض أن قرارات المتعاملين مشتقة من التضخيم الديناميي ، بينما يفترض أن حركات الحكومة هي عبارة عن إنجازات لعمليات عشوائية . أما في مرحلة التحكم الأمثل فإن الحكومة والمتعاملين على حد السواء يعظمان/يصغران دالة هدف معينة .

كان لنقد لوكاس أثر مهم في الطريقة التي يجب أن تتبع في تقويم السياسات الاقتصادية. بالنسبة لتقويم السياسات المتعلقة بنماذج التوقعات الرشيدة المستخدمة لطرق المحاكاة، اقترح Fair and Taylor (1983)، على سبيل المثال، حلاً خوارزمياً مستنداً على طريقة GS ويدعى غالباً طريقة المسار الممدد (Extended Path Method).[182]

ويمكن وصف منهج فير وتايلور (Fair and Taylor) كالتالي: أولاً، يعطَى مسار أولي إلى القيم الخاصة بالتوقعات وبعدها يحلّ النموذج بالنسبة لهذه القيم. بعد ذلك، تساوى التوقعات بقيم الحل الأخير ثم يحل النموذج مرة أخرى. وتكرر هذه العملية إلى حد الحصول على التقارب.

يمكن استعمال هذا الحل الخوارزمي لتقويم آثار مختلف السيناريوهات على مسار مختلف المتغيرات الداخلية في النظام. وعلى هذا المستوى يجدر بنا القيام ببعض الملاحظات التالية. أولاً، في حالة احتواء النموذج على التوقعات الحالية فقط، فإن الحل النموذجي بصفة عامة مؤكد وواحد. لكن، بالنسبة للحالة العامة لعدم الخطية والتوقعات المستقبلية، يجب تطبيق نوع من القيود، لحل النموذج وإلا فالحل لن يكون واحداً ويصبح تقويم السياسة غير واضح. والقيود الأخيرة غالباً ما تدعى بالشرط النهائي (Terminal Condition). ويتلخص هذا الشرط في تقييد حلول الفترة الأخيرة بقيم محددة مقدماً. غالباً ما تكون توقعات لحل مسار ثابت (Stable Solution) أو شروط التوازن المشتقة من النموذج تحت الدراسة.[183]

تتعلق الملاحظة الثانية ببعض مشاكل تجارب التخصيص (Experimental Design) في النماذج ذات التوقعات المستقبلية[184]. ففي هذا النوع، وبعكس نماذج التوقعات الحالية، يمكن إدراج قضايا توقع السياسات (Anticipated) عكس عدم توقعها (Unanticipated)، وكذلك السياسات المؤقتة (Temporary) عكس الدائمة (Permanent) في ممارسة المحاكاة.

وعلى سبيل المثال، يمكن القيام بالمحاكاة المتعلقة بالآثار المتوقعة بإدخال تشويش في نقطة متوسطية لفترة الحل مع إبقاء افتراض اتساق الحلول للنموذج. وكذلك بالنسبة لمحاكاة الآثار المؤقتة، يمكن الحصول عليها بتشويش مؤقت لمتغير السياسة.

أحد الافتراضات المتشددة تحت (ف. ت. ر) هو كون المتعاملين الاقتصاديين

---

(182) طريقة المسار الممدد استعملت في برنامج الحاسب TROLL المستعمل بكثرة لحل نماذج الاقتصاد القياسي الكلي الكبيرة. وللخوارزمات أخرى، راجع Taylor (1986)، و Currie وآخرون (1993).

(183) في هذا الموضوع، راجع Currie & Hall (1994) و Holly & Zarrop (1983).

(184) Turner وآخرون (1989).

يعرفون الهيكل الحقيقي للنموذج ومعاملاته أو يعلمون بسرعة عن هذا النموذج الأخير ومعاملاته معتمدين على المعطيات التاريخية ومعتقداتهم السابقة . وبمعنى آخر ، فإن الوكلاء الاقتصاديين يتكيفون تلقائياً مع كل تغيير في النظام وبذلك يعتبر التعليم كاملاً لحد أنه ليس لهم أي حافز لتغيير معتقداتهم .

أرخت التطورات الأخيرة في نمذجة تقويم السياسات المتطلبات الخاصة بالمعلومات في (ف . ت . ر) وذلك بافتراض أن الوكلاء لهم فقط معلومات جزئية وعليه فقد سمحت بإمكانية التعلم عن هيكل النموذج ومعاملاته .

يمكن للتعلم أن يأخذ شكلين : التعلم الرشيد (Rational Learning) والتعلم الرشيد المقيد (Boundedly Rational) . تفترض نماذج التعلم الرشيد أن الوكلاء الاقتصاديين يعرفون هيكل النموذج لكن فقط تقديرات لمعاملاته . وعلى النقيض ، تفترض نماذج التعلم الرشيد المقيد أن الوكلاء لا يعرفون معاملات النموذج ويستعملون قواعد تعليم ثابتة ومعقولة لتحسين معلوماتهم .[185]

وبصفة عامة ، فإن النماذج المتعلقة بالتعلم (الرشيد المقيد) تدمج ثلاث مجموعات .[186] الأولى تتكون من المعادلات الهيكلية للنموذج ، والثانية تتعلق بقواعد التوقع المفسرة لصياغة التوقعات . والأخيرة تدمج قاعدة التعلم المفسرة لكيفية تغير المعاملات الداخلة في قاعدة التعلم .

لقد أنجز Currie et al. (1993) بعض المحاكاة لمعرفة كيف يمكن لمختلف سياسات سعر الفائدة الرامية إلى التأثير في سعر الصرف للجنيه الإنجليزي مقابل المارك الألماني ، أن تؤدي إلى درجات وسرعة مختلفة من التعلم حول إمكانية دخول بريطانيا إلى نظام سعر الصرف للمجموعة الأوربية . (ERM) وبما أن السرعة والدرجة تعتبران غاية الأهمية في تحديد تكلفة الانضمام إلى النظام الأوروبي ، فإنه يصبح من الأهمية بمكان دراسة آثار مختلف سيناريوهات السياسة على التعلم .

وكما أشار Currie and Hall (1994) ، يمكن استخدام نماذج التعليم كذلك لتحليل القضايا المتعلقة بلايقين ومصداقية السياسات .[187]

وكما أشير سابقاً ، لنظرية التوقعات الرشيدة أثر على استعمال طريقة التحكم الأمثل في

(185) راجع Pesaran (1989) ، لمناقشة أدق على أنواع التعلم .

(186) راجع Currie وآخرون (1993) ، و Currie & Hall .

(187) لم تعرف هده الدراسات النضج بعدُ ، راجع المراجع المذكورة في Currie و Hall .

نماذج تقويم السياسات . وأهم تغيير بالنسبة للتوقعات الرشيدة المستقبلية ، هو أن خاصية تكرارية الزمن في البرمجة الدينامية غير صحيحة حيث أن ليس فقط الأهداف السابقة تؤثر في المتغيرات الوسيطة ، بل وحتى المتغيرات الوسيطة المستقبلية تؤثر في الأهداف الحالية . وهذه الحقيقة تقود إلى تعقيدات كثيرة في تقنيات استنتاج السياسة المثلى . وعلى كل حال ، فالكثير من إجراءات حلول مشاكل قد غيرت للأخذ بعين الاعتبار وجود التوقعات المستقبلية . وقد أعطى Chow (1981) كيفية تغيير إطار البرمجة الدينامية لمعالجة التوقعات الرشيدة . وقد قدم Holly and Zarrop (1983) طريقة غالباً ما تدعى بالطريقة الجاكوبية لاستنتاج السياسات القصوية ذات الحلقة المفتوحة تحت التوقعات الرشيدة . كما يوجد شرح كامل في Holly and Hallett (1989) بطريقة مباشرة للحصول على الحل .

أهم الانتقادات ضد استعمال تقنيات التحكم الأمثل في تقويم السياسات جاء من قبل Kydland and Prescott (1977) . فلقد ناقشا مشكلة عدم اتساق الزمن (Time Inconsistency) بالنسبة لتوصيات السياسات الناتجة عن تقنيات التحكم الأمثل حين يكون للوكلاء توقعات رشيدة مستقبلية . وبمعنى آخر ، فصانع السياسة ليس مجبراً بالتقيد بسياسة كانت معتقدة قصوى بالنسبة للفترة الحالية بالاعتماد على الحل في الفترة السابقة . ويعتبر المؤلفان أن أهم أثر لعدم اتساق الزمن هو تفاقم التقلبات الاقتصادية . وبالكف عن تصميم السياسة بتقنية التحكم الأمثل واللجوء إلى القواعد البسيطة (Simple Rules) .

وبشكل أساسي ، في حالة مشكل سياسة بفترتين ، تعتبر السياسة متسقة إذا لم يكن لصانع السياسة أي حافز لمراجعة السياسة المثلى المشتقة للفترة 2 في الفترة 1 . وبمعنى آخر ، بحل مشكل السياسة القصوية في الفترة 2 ، فالسياسة المحصل عليها هي إذن نفسها المتحصل عليها في الفترة 1 .

يقول Prescott و Kydland أنه تحت التوقعات الرشيدة ، إذا تقيد صانع السياسة بالسياسة المتسقة زمنياً ، فهذا يعني أنه قد اختار سياسة غير مثلى . ولكي نرى هذا الإطار ، نعتبر إطار التضخم في الفترة 1 و 2 . لندع W تعني دالة الخسارة في الفترتين بالاعتماد على متغيرات الهدف Y_1 و Y_2 ومتغيرات السياسة X_1 و X_2 . ويعطى مشكل التضخم لصانع السياسة في الفترة 1 كما يلي :

$$\min_{(X_1 X_2)} W(Y1, Y2, X1, X2) \quad (36\text{-}8)$$

تحت

$$\text{subject to } Y1 = Y1(X1, X2), \; Y2 = Y2(Y1, X1, X2) \quad (37\text{-}8)$$

باستبدال (37) في (36) والحل بالنسبة لـ $X_2(1)$ ، نحصل على المشتقات الأولية التالية :

$$\frac{\partial W}{\partial Y_1}\frac{\partial Y_1}{\partial X_2} + \frac{\partial W}{\partial X_2}\frac{\partial Y_2}{\partial Y_1}\frac{\partial Y_1}{\partial X_2} + \frac{\partial W}{\partial Y_2}\frac{\partial Y_2}{\partial X_2} + \frac{\partial W}{\partial X_2} = 0 \quad (38-8)$$

في الفترة 2 ، يصبح مشكل التضخيم كالتالي :

$$\min_{(X_2)} \quad W(Y2, X2) \quad (39-8)$$

تحت

$$\text{subject to} \quad Y2 = Y2(Y^*_1, X^*_1, X2)$$

باستبدال (40) في (39) وبالحل بالنسبة لـ $X_2(2)$ ، نحصل على المشتقات الأولية التالية :

$$\frac{\partial W}{\partial Y_2}\frac{\partial Y_2}{\partial X_2} + \frac{\partial W}{\partial X_2} = 0 \quad (41-8)$$

وبالطبع ، الحل الأمثل المشتق في الفترة 2 لـ $X_2(2), X_2$ ، يختلف عن الحل المشتق في الفترة 1 .

أحدث Prescott و Kydland ردة فعل من العديد من الدراسات المستقبلية المؤيدة أو المنتقدة لنظريتهما . وعلى سبيل المثال ، فقد قام Zarrop و Holly (1983) بدراسات حول تأثير خاصية اتساق الزمن على التقلبات الاقتصادية واستنتجا أن ليس هناك دليل كاف على أن الحل المتسق زمنياً فافتراض التوقعات الرشيدة يؤدي إلى مزيد من التقلبات الاقتصادية . وبالإضافة إلى ذلك ، استنتجا أنه يمكن للحل المتسق زمنياً أن يزيد في التقلبات الاقتصادية إلا إذا لم يأخذ صانع القرار بعين الاعتبار التوقعات إذا كانت رشيدة .

ومن جهة أخرى ، أشار Hall and Henry (1988) أن عدم اتساق السياسة ليس ناتجاً عن فرضية التوقعات الرشيدة بل هو نتيجة افتراض أن الأشخاص بسذاجة يعتقدون أن الحكومة تنفذ بالفعل سياساتها المعلنة . لن يظهر للوجود مشكل عدم اتساق الزمن إذا كان للوكلاء الخواصّ توقعات رشيدة حول سياسات الحكومة المستقبلية وكانوا لا يصدقون بالسياسات المستقبلية المعلنة .

ولتوضيح هذه الافتراضات ، نكتب المشكل الموجه لصانع السياسة :

$$\text{Min} \quad W(Y1, Y2, X1, X2) \quad (42-8)$$

$$W1 \;, X2$$

تحت

$$\text{Subject to} \quad Y1 = Y1\,(X1\,,E\,(X2)\,) \quad Y2 = Y2\,(Y1\,,X1\,,X2) \qquad (43\text{-}8)$$

وفي هذا الوضع، تعتبر السياسة المعلنة من قبل الحكومة بالنسبة للفترة 2 ليس لها أي تأثير على توقعاتهم المستقبلية لتلك السياسة بمعنى أن

$$\frac{\partial E(X_2)}{\partial X_2}=0 \qquad (40\text{-}8)$$

وبحل المشكل (42)-(43) بالنسبة لـ X_2 في الفترة 1 نتحصل على المشتقات الأولية التالية:

$$\frac{\partial W}{\partial Y_2}\frac{\partial Y_2}{\partial X_2}+\frac{\partial W}{\partial X_2}=0 \qquad (44\text{-}8)$$

ويمكن أن نلاحظ أن حل مشكل التضخيم في الفترة 2 بعد معرفة Y_1 و X_1، ينتج نفس شروط المشتقات الأولية نفسها وبذلك الحل نفسه.

تجدر الإشارة إلى أن المصفوفة R، المعرفة في المعادلة (15) تعتبر مثلثية من أسفل في مشكل التحكم الأمثل الأصلي. أما إذا تضمن النموذج توقعات مستقبلية حيث السياسات المستقبلية تؤثر في القرارات الحالية، فإن المصفوفة R المعرفة سابقاً لن تكون مثلثية من أسفل. وهذا الشرط ضروري وكافٍ لعدم اتساق السياسات. إلا أنه، وكما أشير سابقاً، إذا كان الوكلاء الخواص لا يصدقون بأن السياسة ستنفذ في المستقبل، فإن توقعاتهم للسياسات الأخيرة لن تتأثر وكذلك المتغيرات الحالية. وهذا يعني أن العناصر خارج القطر في الجزء الأعلى من المصفوفة R ستكون كلها أصفاراً.

6.8. مشكلة السياسة كلعبة دينامية:

تستند طرق تقويم السياسة، المناقشة أعلاه، بشكل رئيسي على الافتراض أن القرار يتضمن فقط مؤسسة (الحكومة) أو العديد من المؤسسات تتصرف في انسجام تام مثل الوزارات المختلفة في حكومة واحدة. هذا الافتراض ليس متوافقاً مع الحقيقة حيث العديد من صناع القرارات المستقلين يتصرفون وفق اهتمامهم الخاص حيث تكون أهدافهم غالباً متضاربة.

لا يمكن تواصل تقويم السياسات الاقتصادية بافتراض «الحكومة ضد الطبيعة». يجب إنجاز تقويم آثار سياسة معلنة من قبل الحكومة في ضوء رد الفعل المتوقع للوكلاء الخاصين ومؤسسات أخرى حيال هذه السياسة.

وبذلك يجب إنجاز تقويم السياسات في سياق حيث يتعايش، ويتفاعل، وغالباً يتنافس صانعو القرارات اللامركزيون حول الأهداف نفسها. وفي هذا الإطار، تعتبر السياسة الاقتصادية كلعبة حيث تكون لكل لاعب استراتيجية أو قاعدة قرار تعتمد على عوامل ليست غالباً تحت سيطرته. وتصرف كل لاعب، الذي يعتبر إنجازاً للاستراتيجية، يعتمد على نوع اللعبة تحت الدرس من حيث درجة التعاون بين اللاعبين وكمية المعلومات المتوفرة لدى كل لاعب بالنسبة للأفضليات ونوايا اللاعبين الآخرين.

ليست هناك طريقة واحدة لتصنيف الألعاب. حيث يمكن تصنيفها وفق كونها تعاونية أو غير تعاونية، أو وفق تركيب المعلومات، أو عدد اللاعبين، أو نوع الناتج... الخ.

المساهمة الرئيسية لكيدلاند وبرسكوت (1977) هي تعريف قضية عدم اتساق السياسات كلعبة بين الحكومة والجمهور. يمكن التفكير بلعبة Kydland كلعبة Stackelberg غير التعاونية. تبدأ الحكومة (القائد) بإعلان نواياها السياسية للفترة 2. وبذلك، يضخم الجمهور (التابع) دالة هدفه وفق الإعلان الأخير. ومن جهة أخرى، يضخم القائد دالة هدفه طبق معطيات التصرف الأمثل للتابع.

لنفترض أن W_1 و W_2 هما دالتا الخسارة للاعب 1 (الحكومة)، واللاعب الثاني (الجمهور). دالة الخسارة لكل فرد تعتمد على تصرفه ورد فعل اللاعب الآخر:

$$W1 = W1\ (X1\ ,\ X2)\ ;\ W2 = W2\ (X1\ ,\ X2) \qquad (45\text{-}8)$$

ويقال بأن الزوج (X_1^*, x_2^*) يمثل توازن ستاكلبرغ بالحكومة كرائد والجمهور كتابع إذاً وليس إلا إذا كان:

$$\text{القائد} \quad W1\ (X^*1\ ,\ X^*2) \le W1\ (X1possible\ ,\ X^*_2) \qquad (46\text{-}8)$$

$$\text{التابع} \quad W1\ (X^{A}_1\ \ ,\ X^*2) \le W2\ (X^{A}_1\ ,\ X2possible) \qquad (47\text{-}8)$$

حيث $X_i possible$ تمثل كل تصرفات اللاعب i الممكنة و X^{A}_1 هي التصرف المعلن من قِبَل القائد.

يمكن تعميم مشكل التحكم الأمثل في (17) إلى حالة لعبة Stackelberg. في هذه الحالة يمكن تقسيم النموذج أولاً بين أهداف اللاعبين الاثنين:

$$Y(i) = R^{(i,1)}\ X\ (1) + R^{(i,2)}\ X(2) + S(i) \quad i = 1,2 \qquad (48\text{-}8)$$

حيث $R^{(i,i)}$ هو رد اللاعب i و $R^{(i,j)}$ هو رد اللاعب i لحركة اللاعب j.

وتعطى دالة الهدف للتابع كما يلي :

(49-8)

$$W(2) = 1/2 \{Y'(2)\ M2\ Y(2) + X'(2)\ N22\ X(2) + X'(1)\ N21\ X(1)\}$$

حيث N21 هي مصفوفة أوزان معطاة من قبل التابع لانحرافات سياسة القائد عن سياسته المعلنة .

وتصغر دالة الهدف (49) تحت مجموعة القيود المعطاة في (48) . تعتمد دالة الخسارة للقائد على رد فعل التابع وتعطى كالتالي :

(50-8)

$$W(1) = 1/2 \{\ Y'(1)\ M(1)\ Y(1) + X'(1)\ N(1)\ X(1) + X^{*\prime}(2)\ N12\ X^{*}(2)]$$

حيث يجب أن تكون الرموز واضحة ما عدا أن $X^{*}(2)$ هي رد الفعل الأمثل للتابع حيث يمكن استنتاجه من مسألة التضخم الأخيرة .

وبشكل مشابه ، يمكن أن نعرف لعبة Nash حيث قرارات الحكومة والجمهور تبنى بشكل متوافق بدلاً من الشكل المتسلسل . وينتج هذا الحل إذا توقف اعتقاد الجمهور أن الحكومة ستنجز سياساتها المعلنة . ويعرف هذا أيضاً بحل الغش (Cheating Solution) .

وفي هذه الحالة ، تكون دالة الهدف لكلا اللاعبين متماثلة . ويمكن تمثيل دوال الخسارة والأهداف لكلا اللاعبين كالتالي :

(51-8)

$$W(i) = 1/2\ [Y'(i)\ M(i)\ Y(i) + X'(i)\ N(i)\ X(i) + X'(j)\ Nij\ X(j)], i = 1,2$$

و

(52-8) $$Y(i) = R^{(i,1)}\ X(1) + R^{(i,2)}\ X(2) + S(i) \quad i = 1,2$$

يمكن كذلك معالجة تقويم السياسات في حالة اللعب التعاونية (Cooperative Games) حيث يمكن دمج تصرفات اللاعبين . وفي هذه الحالة ، يفترض أن اللاعبين يصغرون دالة الجمع المرجحة التالية :

(53-8) $$W(X1, X2) = \beta\ W1\ (X1\ ,\ X2) + (1 - \beta)\ W2\ (X1\ ,\ X2), \quad 0 < \beta < 1$$

حيث β معامل الوزن ويعتمد على قوة مساومة اللاعبين[188] يمكن استعمال هذا الإطار لتقويم الأرباح من التعاون وإمكانية استمراره وخاصة في مجال السياسات الخارجية. يتم هذا عادة بتقدير حجم وإعادة توزيع المكاسب من التعاون عبر البلدان ثم مقارنة هذه المكاسب مع الحل غير التعاوني.[189]

يمكن كذلك معالجة بعض قضايا السياسة المهمة الأخرى في سياق الألعاب الدينامية. هذه القضايا تتضمن قضايا الالتزام، المصداقية والسمعة. تجدر الإشارة إلى أن كل هذه القضايا تتعلق بقضية عدم اتساق الزمن المناقش أعلاه.

وبشكل عام، هناك نوعان من السياسات: السياسات المتسقة مع الزمن حيث ليس للحكومة أية مصداقية، ثم سياسات عدم اتساق الزمن حيث للحكومة مصداقيتها. مبدئياً، وتحت السياسة المتسقة مع الزمن، يمكن لحكومة أن تبتعد عن سياساتها المعلنة بحيث يكون لها خيارات أكثر كي تكون قادرة على الوصول إلى الحلول القصوية في المدى القصير. لكن، يجب وزن هذه الفائدة ضد تكلفة السمعة المفقودة الناتجة عن تبني سياسة متسقة مع الزمن.

لتوضيح هذه القضايا، استعمل Barro and Gordon (1983) نموذجاً بسيطاً مستنداً على النسبة الطبيعية للبطالة. ولنفترض أن نسبة البطالة معطاة في المعادلة التالية:

$$U_t = U_t^n - \alpha(\pi_t - \pi_t^e)\ ,\ \alpha > 0 \qquad (54\text{-}8)$$

حيث U^n النسبة الطبيعية للبطالة، π_t نسبة التضخم الحقيقية، π_t^e توقع نسبة التضخم. لنفترض أن دالة الهدف لصانع السياسة هي كالتالي:

$$8Wt = a\ (u_t - ku_t^n)^2 + b\pi_t^2 \quad ; \quad a,b > 0 \quad ; \quad 0 < k < 1 \qquad (55\text{-}8)$$

حيث k مقياس عدم الكفاءة. وعلى سبيل المثال، في حالة حضور تعويض مقابل البطالة فإن نسبة البطالة تميل إلى مستوى أعلى من المستوى القصوي. وبهذا، يجب أن تكون نسبة البطالة الهدف أقل من U_t^n، ومن هنا $K<1$. ولقد افترضنا أن النسبة الطبيعية للبطالة معطاة بواسطة:

$$u_t^n = \lambda u_{t-1}^n + (1-\lambda)\bar{u}^n + \varepsilon_t\ , \quad 0 < \lambda < 1 \qquad (56\text{-}8)$$

---

(188) نظرية المساومة تعطي بعض البدائل لاستنتاج β. وللتفاصيل راجع Holly & Hallet والمراجع فيها.

(189) راجع Hallet (1989) بالنسبة لمراجع جيدة متعلقة باستخدام النظرية الدينامية في مجالات السياسة الخارجية

حيث ϵ_t تعتبر حد الخطأ "idd" مع متوسط صفر ، و λ تمثل معامل الوزن ، و$\bar{U}^n$ هي متوسط المدى البعيد لنسبة البطالة. يفترض أيضاً أن الحكومة تؤثر على نسبة التضخم ، عند الرغبة ، بتغيير العرض النقدي. ينبى اختيار نسبة التضخم على أساس تصغير دالة الخسارة التالية للحكومة عبر الزمن :

$$E\{ \sum_{t=1}^{\infty} \frac{W_t}{(1+r_t)^t} | I_0 \qquad (57\text{-}8)$$

حيث r_t هو معدل الخصم ، و I_0 مجموعة المعلومات المتوفرة في الوقت $t=0$.

أشار بارو وكوردون إلى تحديد البطالة والتضخم هو لعبة حيث أن الحكومة تحدد في كل وقت t نسبة التضخم π_t استناداً على مجموعة المعلومات I_{t-1} . وبالتوافق ، يكون كل فرد التوقعات التضخمية استناداً على المعلومات I_{t-1} ، بافتراض أن π_t ستكون حل تصغير دالة الخسارة (57) .

تحت افتراض أن تحديد π_t لن يؤثر على النسب المستقبلية للبطالة وتوقعات التضخم في المستقبل ، وبالتالي ، تحت افتراض أن π_t لن يؤثر في W_{t+1} ، فإن مشكل السياسة يتلخص في تصغير دالة الخسارة في الوقت t فقط .

لندع π_t^e دالة في مجموعة المعلومات المتوفرة في $(t-1)$:

$$\pi_t^e = h^e(I_{t-1}) \qquad (58\text{-}8)$$

تصغير (55) بالنسبة لـ π_t ، بعد التعويض الملائم ، ينتج شرط المشتقات الأولية التالي :

$$\pi_t^* = \frac{a\alpha}{b}\{-\alpha[\pi_t^* - h^e(I_{t-1})] + (1-k)\ [\lambda U_{t-1}^n + (1-\lambda)\bar{u}^n\ ]\ \} \qquad (59\text{-}8)$$

وبما أن القطاع الخاص يعرف أن نسبة التضخم قد اختيرت وفق (59) ، فإن النسبة المتوقعة للتضخم تعطى بواسطة :

$$\pi_t^e = \frac{a\alpha}{b}(1-k)[\lambda u_{t-1}^n + (1-\lambda)\bar{u}^n\ ] = \frac{a\alpha}{b}(1-k)\ \underset{t-1}{E}\ \ u_t^n = \pi_t \qquad (60\text{-}8)$$

المعادلة (60) هي حل Nash أو الحل الاجتهادي (Discretionary Solution) :

إذا قررت الحكومة اختيار نسبة تضخم الصفر ($\pi^*=0$)، فإن نسبة البطالة ستكون وما تزال تساوي مستواها الطبيعي (طبقاً للمعادلة (54)) ولكن التضخم بالتأكيد هو أقل مستوى من المعطى في (60). والحل $\pi=0$ غالباً ما يسمى القاعدة (Rule).

من الواضح أن الحل الاجتهادي (60) هو قصوي لكنه غير متسق مع الزمن حيث يمكن للحكومة أن توسع العرض النقدي فجأة وبذلك ترفع التضخم وتربح التناقص المؤقت للبطالة.

لنفترض الآن أن سلوك القوى الخاصة يتوقع السياسة المعلنة لـ $\pi^*=0$ مالم يلاحظوا نوعاً مختلفاً من سلوك الحكومة. وفي الحالة الأخيرة، فإنهم يتوقعون الحل الاجتهادي $\pi_1=\pi_1^*$. إذا اختار صانع السياسة أن يبتدئ من السياسة المعلنة بتحديد $\pi_1=\pi_1^*$، فإن نسبة البطالة ستنقص لكن الحكومة سوف تؤثر على سمعتها التي ستؤثر بدورها على مصداقيتها في المستقبل. إلا أنها إذا اختارت تحديد $\pi^*=0$ والتخلي عن الكسب القصير الأمد المذكور أعلاه، فإنها ستحافظ على سمعتها ومصداقيتها. وفي هذه الحالة يكون الحل، $\pi^*=0$ حل توازن السمعة (Reputational Equilibrium).[190]

قبل أخذ القرار يجب على صانع السياسة وزن تكلفة خسارة السمعة ضد الربح القصير الأمد الناتج عن الغش. وقد أشار Gordon و Barro أن هناك بضع أسباب تسبب في اختلال توازن السمعة. ومن بين هذه الأسباب، إذا كان للعبة أفق محدود فإن توازن السمعة غير ممكن حيث ليس هناك أي سمعة تكتسب في نهاية الفترة.

استناداً إلى أن السياسات الاجتهادية لا تدلي بالنوايا الحقيقية المستقبلية للحكومة، فقد ناقش بارو وكوردن أن هذه الأخيرة (الحكومة) يمكنها تحسين مصداقيتها وسمعتها من خلال الالتزام القوي للقواعد المثبتة (Fixed Rules).

وتتضمن التطورات النظرية لقضايا السمعة إدخال اللايقين باعتبار نوع الحكومة المتدخلة. فهناك حكومة متدخلة متمسكة بالسياسات المعلنة في بداية الفترة، أو واحدة ضعيفة يمكن أن تغير سياساتها المعلنة. وفي هذا النوع من التحليل، ستتدخل استراتيجيات الذاكرة (Memory Strategies) للقطاع الخاص عن طريق رصد الاحتمالات المتعلقة بنوع الحكومة استناداً إلى سلوكها الماضي.

---

(190) لتمديد مفهوم توازن السمعة، راجع Barro (1986).

7.8 خلاصة وخاتمة :

راجعنا في هذا الفصل الطرق الرئيسية والقضايا المتعلقة بتقويم السياسات باستعمال نماذج الاقتصاد القياسي الكلي. وكذلك راجعنا النتائج المبنية من قبل تينبرجن عن قابلية التحكم الساكن التي كانت مهمة جداً في التطورات الأخيرة لتقويم السياسات. وبجانب قضية قابلية التحكم الساكن، فإن عمل تينبرجن قد أثار العديد من القضايا المهمة مثل التي تتعلق بفعالية السياسات وبتخصيصها.

ثم بعد ذلك شرح كيف تم تعميم مفهوم قابلية التحكم الساكن إلى حالة النماذج الدينامية. وفي هذا الإطار، وكما نوقش، قد أصبح مفهوم الدينامية، والمسار، وقابلية التحكم المحلي وكذلك مفهوم قابلية التثبيت، مهمة جداً في تقويم السياسات.

وقد تجاوز منهج تايل لتقويم السياسات على العديد من عيوب منهج تينبرجن. وقد وضحنا كيف أن العلاج الخاص للشك المضاف وتحويل مشكل تضخيم دينامي إلى ساكن، يؤدي إلى سياسات الحلقة المفتوحة القصوية.

انتقدت طريقة تايل لعدم استعمال سياسات سيطرة الرد. ويمكن الحصول على هذه السياسات الأخيرة، إذا استعملت أية تقنية تضخيم لنظرية التحكم الأمثل مثل طريقة البرمجة الدينامية لبلمان. وقد نوقشت طريقة التحكم الأمثل كما أبرزت تقييداتها وتمديداتها.

كما نوقشت طريقة محاكاة تقويم السياسات. وأكدنا على أن هذه الطريقة يجب أن تفهم كمكمل لطرق أخرى كطريقة التحكم الأمثل. أثبتت أمثلة من الدراسات في هذا المجال أن جمع الطريقتين يعطي نتائج مثمرة.

كان لتطوير نظرية التوقعات الرشيدة آثار هائلة على استعمال طرق تقويم السياسات التقليدية مثل طرق المحاكاة والتحكم الأمثل. وقد تعرضت هذه الطرق إلى انتقادات متزايدة في السبعينات وبشكل بارز من خلال أعمال لوكاس ثم كايندلاند وبرسكوت.

يمكن لنماذج التوقعات الرشيدة إبراز بضعة تساؤلات عن السياسات التي لم يتم عرضها من قبلُ مثل قضايا تأثير السياسات المتوقعة بخلاف غير المتوقعة، ثم الدائمة ضد المؤقتة. وقد خففت الدراسات الأخيرة متطلبات المعلومات المتعلقة بـ(ف. ت. ر) بإدخال التعلم. وفي هذا الوضع، رأينا أن لسرعة ودرجة التعلم أهمية كبيرة في تقويم آثار السياسات.

أيضاً، قادت الدراسات المتعلقة بـ(ف. ت. ر) إلى تطورات جديدة في طرق تقويم السياسات في سياق القرارات اللامركزية. وفي هذه الحالة، ينظر لمشكل السياسة كلعبة دينامية. ومع أن استعمال اللعب الدينامية في تقويم السياسات ما زال نادراً جداً، فإنها قد

ساعدت على التغلب على نقد لوكاس ومشكل عدم اتساق السياسات، كما أنها عالجت العديد من الأسئلة المهمة المتعلقة بمصداقية وسمعة السياسات. وعلى سبيل المثال، لقد أثبتنا أن إدخال فكرة السمعة والمصداقية في مشاكل التضخيم للحكومة يبرر استخدام السياسات غير المتسقة مع الزمن من طرف هذه الأخيرة. ويمكن كذلك استعمال اللعب الديناميكية في حالات متنوعة لتقويم السياسات تحت أنواع متعددة من اللعب.





المراجع

Amemiya, T. (1983).

«Non-Linear regression Models», in Z. Griliches and M. D. Intrilligator (eds.), Handbook of Econometrics, North Holland.

-------------------(1985).

Advanced Econometrics, Harvard University Press.

Ancot, J. P., Hallett A. H., and J. H. Paelinck (1982).

«The Determination of Implicit Preferences: Two Possible Approaches Compared», European Economic Review, Vol. 18, No. 3, pp.267-289.

Aoki, M. (1975).

«On a Generalization of Tinbergen's Condition on the Theory of Policy to Dynamic Models», Review of Economic Studies, 42, pp.293-296.

-------------------(1976).

Optimal Control and System Theory in Dynamic Economic Analysis, North Holland.

Atkinson, A. C. (1970).

«A Method for Discrimination between Models», Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol32, pp.323-353.

Attfield, C. L. F., Demery D., and N. W. Duck (1991).

Rational Expectations, Cambridge University Press.

-------------------(1991).

«Rational Expectations in Macroeconomics: An Introduction to Theory and Evidence,

Second Edition», Blackwell.

Aznar, A. G. (1989).

Econometric Model Selection: A New Approach, Kluwer Academic Publishers.

Baillie, R. and P. McMahon (1989).

«The Foreign Exchange Market», Cambridge University Press.

Banerjee, A. J. J. Dolado, D. F. Hendry, and G. W. Smith (1986).

«Exploring Equilibrium Relationships in Econometric Theory through Static Models: Some Monte Carlo Evidence», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, pp.253-277.

Barro, R. J. (1986).

Optimal Control and System Theory in Dynamic Economic Analysis, North Holland.

------------and D. B. Gordon (1983).

«Recent Developments in the Theory of Rules Versus Discretion», Economic Journal, 36, pp.23-37.

Basar, T. (1989).

«Time Consisteny and Robustness of Equilibria», in Van Der Ploeg F, and A. J. De Zeeuw (eds.) (1989), «Introduction in dynamic Policy Games in Economics», North Holland.

Begg, D. K. H. (1982).

«The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics: Theories and Evidence», Philip Allan Publications.

Bellman, R. (1957).

Dynamic Programming, Princeton University Press.

Beloley, D. A., et al (1980).

Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity, Wiley.

Bodkin R. G., L. R. Klein and K. Marwah (1991).

A History of Macroeconometric Model-Building, Edward Elgar Publications.

Boland, L. A. (1989).

The Methodology of Economic Model Building: Methodology after Samuelson, Routledge.

Box, G. E. P. and D. R. Cox (1964).

«An Analysis of Transformations», Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol26, pp.211-234.

Brown, R. L. et al., (1975).

«Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships», Journal of the Royal Statistical Society, series B, Vol.37, pp.149-163.

Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw (1987).

«Are Output Flucuations Transitory?» Quarterly Journal of Economics, 102, pp.857-880.

Chow, G. C. (1975).

Analysis and Control of Dynamic Economic Systems, John Wiley.

-------------------(1981).

Econometric Analysis by Control Methods, John Wiley.

Christ, C. F. (1966).

Econometric Models and Methods, John Wiley.

-------------------(1994).

The Cowles Commission's Contributions to Econometrics at Chicago, 1939-1955», Journal of Economic Literature, Vol. XXXII, March, pp.30-59.

Cooley, T. F., and S. F. Leroy (1985).

«A Theoretical Macroeconometrics: A Critique», Journal of Monetary Economics.

Cox, D. R. (1962).

«Tests of Separate Families of Hypothesis. In Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium in Mathematical Statistics and Probability, Vol.1, edited by Jerzy Neyman, Berkeley: Univ. of California Press, pp.105-123.

Cumby, R. E., Huizinga, J. and M. Obstfeld (1983).

«Two-step Two-stage Least Squares Estimation in Models with Rational Expectations», Journal of Econometrics, 21, pp.333-355.

Currie, D., and S. D. Hall (1994).

«Expectations, Learning and Empirical Macro-economic Models», in S. G. Hall (ed.), Applied Economic Forecasting Techniques, Harvester-Wheatsheaf.

------------Garratt, A., and S. Hall (1993).

«Consistent Expectations and Learning in Large Scale Macroeconometric Models», in S. Honka pohja and M. Ingberg (eds.), Macroeconomic Modelling and Policy Implications, North Holland.

Cuthbertson, K., S. G. Hall, and M. P. Taylor (1992).

Applied Econometric Techniques, Philip Allan Publications.

Darnell, A. C. and J. L. Evans (1990).

The Limits of Econometrics, Edward Elgar Publications, Great Britain,

Davidson, R. and J. G. MacKinnon (1981).

«Estimation and Inference in Econometrics», Oxford Univ. Press, New York.

------------------(1993).

«Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypothesis», Econometrica, Vol.49, pp.781-793.

Davidson, R. L. G. Godfrey, and J. G. MacKinnon (1985).

«A Simplified Version of the Differencing Test», International Economic Review, October, pp-639-647.

Dhrymes, P. J. (1970).

Econometrics, Springer-Verlag,

Dickey, D. A. and W. A Fuller (1979).

Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», Econometrica, Vol.49, No.4, pp.1057-1072.

------------------(1979).

«Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», Journal of American Statistical Association, 74, pp.427-31.

Dornbusch, R. (1976).

«Expectations and Exchange Rate Dynamics», Journal of Political Economy 84; pp.1161-76.

Econometrica, Several Issues, The University of Chicago Press.

Engle, R. F. and D. F. Hendry (1993).

«Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models», Journal of Econometrics 56, pp.119-139, North Holland.

Ericsson, N. R. (1992).

«Special Issue: Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis», PartI, II, Journal of Policy Modelling, Vol.14, No.3, & 4.

Fair, R. C. (1984).

Specification, Estimation and Analysis of Macroeconometric Models, Harvard University Press.

------------------(1993).

«Testing the Rational Expectations Hypothesis in Macroeconometric Models», Oxford Economic Papers, Vol.45, No.2, pp.169-190.

Fair, R. C. and J. B. Taylor (1983).

«Solution and Maximum Likelihood Estimation of Dynamic Nonlinear Rational Expectations Models», Econometrica, Vol.51, No.4, pp.1169-1185.

Fisher, F. M. (1991).

Econometrics: Essays in Theory and Applications, (John Monz, ed.), Harvard Wheatsheaf.

Fuller, W. A. (1976).

Introduction to Statistical Time Series, New York, Wiley,

G. D. A. Philips and A. C. Harvey.

«A Simple Test for Serial Correlations in Regressive Analysis», Journal of the American Statistical Association, Vol.69, 1974, pp.935-939.

Ghosh, S. K. (1991).

Econometrics: Theory and Applications, Prentice-Hall International Editions.

Goldberger, A. S. (1964).

Econometric Theory, John Wiley.

Granger, C. W. J. (1986).

«Development in the Study of Cointegrated Economic Variables», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, 3, pp.213-228.

------------------(1990).

Modelling Economic Series, Clarendon Press, Oxford.

------------------(1991).

«Some Recent Generalizations of Cointegration and the Analysis of Long-Run Relationships», in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford Univ. Press.

-----------and A. A. Weiss (1983).

«Time Series Analysis of Error Correction Models», in Karlin, S. et al. (eds.), Studies in Economic Time-Series and Multivariate Statistics, New York, Academic Press.

-----------and P. Newbold (1986).

Forecasting Economic Time Series, Academic Press.

-----------and T. H. Lee (1991).

«Multicointegration», in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford Univ. Press.

Griffiths, W. E., R. C. Hill, and G. G. Judge (1993).

Learning and Practicing Econometrics, John Wiley.

Griliches, Z. and M. D. Intrilligator (1983).

Handbook of Econometrics, North-Holland.

Guerrero, V. M. (1993).

«Combining Historical and Preliminary Information to Obtain Timely Time Series Data», International Journal of Forecasting 9, pp.477-485.

Hall, B. H. (1992).

Time Series Processor (TSP), User's Guide and Reference Manual, TSP International.

Hall, S. G. (1994).

Applied Economic Forecasting Techniques, Harvester-Wheatsheaf, Great Britain.

Hall, S. G. and S. G. B. Henry (1988).

Macroeconomic Modelling, North-Holland.

-----------M. J.Stephenson (1990).

«Optimal Control of Stochastic Non-Linear Models», in S. G. B. Henry and K. D. Patterson (eds.), Economic Modelling at the Bank of England, Chapman and Hall.

Hallett, A. H. (1986).

«Autonomy and the Choice of Policy in Asymmetrically Dependent Economies: An Investigation of the Gains from International Policy Coordination», Oxford Economic Papers, 38, pp.516-544.

-------------------(1989)

«Econometrics and the Theory of Economic Policy: The Tinbergen-Theil Contributions 40 Years On», Oxford Economic Papers, 41, pp.189-214.

------------**and H. Rees (1983).**

Qualitative Economic Policies and Interactive Planning: A Reconstruction of the Theory of Economic Policy, Cambridge University Press.

------------**and M. L. Petit (1988).**

«Trade-off Reversals in Macroeconomic Policy», Journal of Economic Dynamics and Control, 12, pp.85-91.

Hansen, J. (1978).

«Specification Tests in Econometrics». Econometrica, Vol.46, pp.1251-1271.

Hansen, L. P. and Hodrick, R. J. (1980).

«Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis», Journal of Political Economy, 88, pp.829-853.

------------**and T. J. Sargent (1991).**

Rational Expectations Econometrics, Westview Press.

Harvey, A. (1990).

The Econometric Analysis of Time-Series, 2nd edition, Philip Allan editions.

Harvey, A. C. (1989).

Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Cambridge University Press.

Housman, J. A. (1984).

Specification and Estimation of Stimulaneous Equation Models, in Z. Grilliches and M. D. Intriligator (eds.), Handbook of Econometrics, Vol.1, pp.391-448.

Hayashi, F. and C. Sims (1983).

«Nearly Efficient Estimation of Time Series Models with Predetermined but not Exogenous Instruments», Econometrica, 51, pp.783-798.

Hebben, J. (1983).

Application of Econometrics, Philip Allan Press.

Hendry, D. F. (1986).

«Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, 3, pp.201-212.

Hocking, L. M. (1991).

Optimal Control: An Introduction to the Theory with Applications, Clarendon Press.

Holly S. and M. B. Zarrop (1983).

«An Optimality and Time Consistency when Expectations are Rational», European Economic Review 20, pp.23-40.

------------and A. H. Hallett (1989).

«Optimal Control, Expectations and Uncertainty», Cambridge Univ. Press.

------------, Rustem B., and M. B. Zarrop (1979).

Optimal Control for Econometric Models: An Approach to Economic Policy Formulation», The MacMillan Press Ltd.

Hsiao, C. (1984).

Identification, in Z. Griliches and M. D. Intrilligator (eds.), Handbook of Econometrics, Vol.1, pp.223-284.

Intrilligator, M. D. (1971).

Frontiers of Quantitative Economics, North-Holland.

-------------------(1978).

Econometric Models, Techniques and Applications, Prentice-Hall.

Journal of Econometrics, Several Issues, North-Holland.

Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffins, H. Lutkephoh, and T. C. Lee (1985).

The Theory and Practice of Econometrics, 2nd edition, John Wiley.

Kendrick, D. (1979).

«Adaptive Control of Macroeconometric Models with Measurement Errors», in Holly S., Rustem B., and M. B. Zarrop (eds.), Optimal Control for Econometric Models: An Approach to Economic Policy Formulation, The Macmillan Press Ltd.

Kendrick, D. (1981).

«Control Theory with Applications to Economics», in K. Arraw and M. D. Intrilligator (eds.), Handbook of Mathematical Economics, North-Holland.

Klein, L. R.

Econometric Models as Guides for Decision-making, The Free Press.

------------------(1983).

Lectures in Econometrics, North-Holland.

------------------(1993).

«Use of Mainstream Macroeconometric Models in Policy Formations», in S. Honka pohja and M. Ingberg (eds.), Macroeconomic Modelling and Policy Implications, North-Holland.

------------and R. M. Young (1980).

An Introduction to Econometric Forecasting and Forecasting Models, Lexington Books.

Kmenta, R. E. Jr. and T. J. Sargent (1981).

Rational Expectations and Econometric Practice, George Allen & Unwin Publications.

Kydland, F. E. and E. C. Prescott (1977).

«Rules rather than Discretion»: The Inconsistency of Optimal Plans», Journal of Political Economy, 85, pp.473-492.

Leybourne, S. J. and McCabe B. P. H. (1994).

«A Consistent Test for a Unit Root», Journal of Business and Economic Statistics, April, Vol.12, No.2, pp.159-166.

Lucas, R. E. (1976).

«Econometric Policy Evaluation: A Critique», in K. Brunner and A. H. Meltzer (eds.), The Philips Curve and Labour Market, North-Holland.

------------Jr. and T. J. Sargent (1981).

Rational Expectations and Econometric Practice, George Allen & Unwin Publishers.

MacKinnon, J. G. (1983).

«Model Specification Tests against Non-rested Alternatives», Econometric Reviews, Vol.2, pp.85-158.

Maddala, G. S. (ed.) (1981).

«Model Selection». Journal of Econometrics, Vol.16, 1981.

------------(ed.) (1992).

Introduction to Econometrics, second edition, MacMillan,

McAleer, M. and M. H. Peseran (1986).

«Statistical Inference in Non-nested Econometric Models». Applied Mathematics and Computation.

Mishkin, F. S. (1983).

«A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Models», The University of Chicago Press.

Mtizon, G. E. and J. F. Richard (1986).

«The Encompassing Principle and its Application to Testing Non-nested Hypothesis». Econometrica, Vol.54, pp.657-678.

Mundell, R. A. (1962).

«The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy for Internal and External Stability», IMF Staff Papers, 9, pp.70-79.

Myerson, R. B. (1991).

«Game Theory, Analysis of Conflict», Harvard University Press.

Naylor, T. H. (1971).

«Policy Simulation Experiments with Macroeconomic Models: The State of the Art», Inlntrilligator (ed.), Frontiers of Quantitative Economics, North-Holland.

Nelson, C. R. and H. Kang (1984).

«Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variable in Regression», Journal of Business and Economic Statistics, Vol.2, January, pp.73-82.

Oxford Economic Papers, Several Issues, Oxford University Press.

Pagan, A. R. (1987).

«Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal», Journal of Economic Surveys, Vol.1, No.1, pp.3-24, reprinted in Granger (ed) (1990).

------------and A. D. Hall (1983).

«Diagnostic Tests as Residual Analysis», Econometric Reviews, Vol.(2), pp.159-218.

Palm, F. C. and H. P. Smit (1991).

Economic Modelling and Policy Analysis, Avebury Publications.

------------and A. Zellner (1992).

To Combine or not to Combine? Issues of Combining Forecasts», Journal of Forecasting, Vol.11, pp.687-701.

Parke, W. R. (1982).

«An Algorithm for FIML and 3SLS Estimation of Large Non-Linear Models», Econometrica, 50, pp.81-95.

Parke, W. R. (1987).

«Macroeconometric Model Comparison and Evaluation Techniques: A Practical Appraisal», Journal of Applied Econometrics, Vol.2, pp.133-144.

Pesaran, M. H. (1974).

«On the General Problem of Model Selection», Review of Economic Studies, Vol.41, pp.153-171.

------------------(1981).

«Identification of Rational Expectations Models», Journal of Econometrics 16, pp.375-398.

------------------(1987).

The Limits to Rational Expectations, Basil Blackwell.

------------------(1990).

«Econometrics», in John Eatwell et al. (eds.) Econometrics, pp.1-34, MacMillan Reference Books.

------------, and A. Deaton (1978).

«Testing Non-nested Nonlinear Regression Models». Econometrica, Vol.46, pp.677-694.

------------, R. G. Pierse, and K. C. Lee (1993).

«Persistence, Cointegration, and Aggregation: A Disaggregated Analysis of Output Flucuations in the U. S. Economy», Journal of Econometrics 56, pp.57-88.

Petit, M. L. (1990).

«Control Theory and Dynamic Games in Economic Policy Analysis», Cambridge University Press.

Phillips, A. W. (1954).

«Stabilization Policies in a Closed Economy», Economic Journal, 64, pp.290-323.

Phillips G. D. A. and A. C. Harvey (1974).

«A Simple Test for Serial Correlation in Regression Analysis». Journal of the American Statistical Association, Dec. 1974, pp.935-939.

Phillips, P. C. B. (1986).

«Understanding Spurious Regressions in Econometrics», Journal of Econometrics, Vol.33, pp.311-340.

-----------and S. Ouliaris (1990).

«Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration», Econometrica 58, pp.165-93.

Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld (1991).

Econometric Models and Economic Forecasts, 3rd edition, McGraw-Hill.

Plosser, C. I., G. W. Schwert, and H. White (1982).

«Differencing as a Test of Specification», International Economic Review. October, pp.535-552.

Quandt, H. Vuong (1989).

Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-nested Hypothesis», Econometrica, 57, pp.307-333.

Quandt, R. E. (1974).

«A Comparison of Methods for Testing Non-nested Hypothesis». Review of Economic Statistics, Vol.56, pp.92-99.

------------------(1983).

«Computational Problems», in Z. Griliches and M. D. Intrilligator (eds.), Handbook of Econometrics, North-Holland.

Ramsey, J. B. (1969).

«Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Square Regression Analysis». Journal of Royal Statistical Society, Series B, Vol.31, pp.350-371.

------------------(1974).

«Classical Model Selection through Specification Error Tests». In Frontiers in Econometrics, P. Zarembka (ed.). New York: Academic Press, pp.13-47.

Sargan, J. D. and Bhargava, A. (1983).

«Testing Residuals from Least Squares Regression for being Generated by the Gaussian Random Walk», Econometrica, Vol.51, pp.153-174.

Savin, N. E. (1990).

«Rational Expectations: Econometric Implications», in John Eatwell et al. (eds.), Econometrics, The New Palgrave, MacMillan Reference Books.

Schmidt, P. (1973).

«The Asymptotic Distribution of Dynamic Multipliers», Econometrica, 41, pp.161-164.

Schwert, G. W. (1989).

«Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation», Journal of Business and Economic Statistics, April, Vol.7, No.2, pp.147-159.

Sheffrin, S. M. (1983).

Rational Expectations, Cambridge University Press.

Spanos, Aris (1986).

Statistical Foundations of Econometric Modelling, Cambridge University Press.

Stock, J. H. and M. W. Watson (1991).

«Variable Trends in Economic Time Series», in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press.

Taylor, J. B. (1986).

«New Econometric Approaches to Stabilization Policy in Stochastic Models of Macroeconomic Flucuations», in Z. Grilliches and M. D. Intrilligator (eds.), Handbook of Econometrics, Vol.III, North-Holland.

Theil, H. (1956).

«On the Theory of Economic Policy», American Economic Review, 46, pp.360-366.

------------------(1964).

Optimal Decision Rules for Government and Industry, North-Holland.

------------------(1965).

«The Analysis of Disturbances in Regression analysis», Journal of the American Statistical Association, Vol.60, pp.1067-1079.

------------------(1971).

Principles of Econometrics, John Wiley.

Tinbergen, J. (1971).

Economic Policy, Principles and Design, North-Holland.

Tintner, G., B. Böhm, and R. Rieder (1979).

«Is the Austrian Economy Stable», in J. M. L. Janssen, L. F. Pau, and A. Straszak (eds.), Models and Decision Making in National Economics, North-Holland.

Turnovsky, S. J. (1977).

Macroeconometric Analysis and Stabilization Policy, Cambridge Univ. Press.

Van Der Ploeg F. (1990).

Advanced Lectures in Quantitative Economics, Academic Press.

------------and A. J. De Zeeuw (1989).

«Introduction», in Van Der Ploeg F. and A. J. De Zeeuw (eds.), Dynamic Games in Economics, North-Holland.

Van Der Ploeg F. and A. J. De Zeeuw (1989).

«Dynamic Policy Games in Economics» (eds.), North-Holland.

Wallis, K. F. (1980).

Econometric Implications of the Rational Expectations Hypothesis», Econometrica, 48, pp.49-72.

Zellner, A. (1971).

«An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics», John Wiley.

الجـزء الثاني

مسـح التطـورات الحديثـة في نمذجـة التـوازن العـام

تـأليف
الدكتور عادل عبد الله



مسح التطورات الحديثة في نمذجة التوازن العام

مقدمة :

مثل أغلب نماذج الاقتصاد القياسي ، فإن النماذج الحاسبة للتوازن العام CGE هي تمثيل مجرد لحالة اقتصادية لاقتصاد وطني أو لمجموعة من الاقتصادات الوطنية . وهي عادة ما تكون معقدة بصورة كافية لتحتوي على الميزات الأساسية للحالة الاقتصادية تحت الدراسة ومبسطة بصورة تكفي لاستخدامها ومتابعتها عند التطبيق . وقد استخدمت النماذج الحاسبة للتوازن العام على نحو واسع في التحليل الاقتصادي ، خاصة ما يتعلق بتقويم السياسات . وعادة ما تكون هذه النماذج عبارة عن نماذج محاكاة كمبيوتر لأوضاع اقتصادية تحتوي على كل الوحدات الاقتصادية ذات العلاقة ، من مستهلكين ومنتجين وسياسات حكومية ... الخ . بما أن بناء هذه النماذج يتم عادة بحيث تطابق حلولها في حالة التوازن الظاهرة الملاحظة ، فإنه بإمكاننا عادة استعمال منهج السكون المقارن Comparative Statics لفهم وتحليل نتائج السياسات وتأثيرات تغيراتها .

قمنا بتنظيم هذه الورقة على النحو الآتي . نستهلها بعرض ومناقشة تحليل التوازن العام في الأدبيات التي كتبت في هذا المجال وإبراز الأفكار الرئيسية والتطورات التي حدثت فيها ثم بعد ذلك نقوم بمناقشة مفصلة لتحليل وبناء النماذج الحاسبة للتوازن العام . ونناقش في هذا الجزء قضايا مثل بناء وتوصيف وإغلاق النموذج ومجموعات معطياته وبياناته . ومعايرة النموذج والتأكد من مطابقته للبيانات الأساسية ومحاكاة السياسات وتقويمها . تأتي بعد ذلك مناقشة الحل وتوازن النموذج . ثم بعد ذلك تلي مناقشة لمكامن الضعف الرئيسية ومزايا النماذج الحاسبة للتوازن العام . وفي الفصل التالي نناقش توصيفات أنماط النموذج بمعايير بديلة ، والتعديلات للنموذج الرئيسي وإلى بعض توسعاته . وضمن هذه التوسعات نناقش ديناميكية النماذج ونمذجة الاستثمار ونظم المنافسة البديلة . في الجزء الأخير نختتم الورقة ببعض الملاحظات . وفي الملحق (A) تقدم الورقة نموذجاً مبسطاً حاسباً للتوازن العام يتكون من قطاعين في اقتصاد

مفتوح يتميز بعائدات حجم ثابتة . وفي الملحق (B) تقدم الورقة استعراضاً لبعض حزم برامج الكمبيوتر الخاصة بحل نماذج التوازن العام .

نظرة عامة لنماذج التوازن العام التطبيقية :

تعريف المراجع أو القواميس للتوازن العام لاقتصاد ما هو عبارة عن حالة تكون فيها جميع الأسواق في ذلك الاقتصاد في حالة توازن وتوافق آني . واتباعاً لتقليد والراس Walras ، فإن منهج دراسة التوازن العام للنظام الاقتصادي ، والذي يعرف في الأدبيات بتحليل التوازن العام ، يقوم على التحديد الآني لكل الأسعار والكميات لجميع السلع والعوامل في الاقتصاد . بمعنى أنه يأخذ في الاعتبار الاعتماد المتبادل للعوامل وإنتاج الأسواق عن طريق بناء نموذج يكون فيه الطلب على كل سلعة والعرض لها يعتمدان على الأسعار النسبية في النظام . ويتطلب مثل هذا الإطار العملي أن يتحدد جانبا العرض والطلب لكل الأسواق ، متضمناً كل التدفقات بما فيها المقادير الاسمية في الدائرة الاقتصادية . وبذلك فإن مثل هذا الإطار العملي يكون معقداً وشاملاً طالما أنه من المفترض أن يعكس وبشكل واضح ومباشر آليات السوق . وبشكل أكثر تحديداً فإن الباحث عند تحليل التوازن العام يركز على ثلاث قضايا رئيسية ، وجود حل للتوازن (existence of equilibrium) ، وأن يكون الحل وحيداً (uniqueness of equilibrium) ، وأن يكون الحل مستقراً (stability of equilibrium) .

تناول العديد من الكتب والأوراق نماذج التوازن العام بدراسة الظواهر والمشاكل الاقتصادية القائمة . واستناداً إلى مثل هذه الدراسات سوف نستخدم التعبير « نماذج التوازن العام التطبيقية » (Applied General Equilibrium) والتعبير الأكثر استخداماً نماذج « التوازن العام المحسوبة » (Computable General Equilibrium) كبدائل للإشارة إلى هذه النماذج . وبالرغم من الاستخدام الواسع للنماذج الماكرو ـــ اكنومتريه في تحليل السياسات فإن لنماذج التوازن العام مزايا خاصة . وتتضمن هذه المزايا بعض الحقائق وهي أن هذه النماذج توضح تأثيرات التغذية الراجعة Feedback Effects للسياسة الاقتصادية ، وأنها لا تتطلب معطيات وبيانات كثيرة (غالباً ما يتم استقلال بيانات عن سنة واحدة ، بالرغم من العمل الكبير المتضمن في بناء قاعدة المعطيات) ، وكما تسمح هذه النماذج بأداء تحليل Counterfactual ولا تتضمن حدوداً للأخطاء Error terms . لقد أبرز Shoven و Whalley (1984) منافع هذه المزايا بطريقة جميلة : « يمدنا نموذج والراس بإطار عملي مثالي لتقويم تأثيرات تغيرات السياسة في تخصيص الموارد وتقديرات المكاسب والخسائر ، ومثل هذه التأثيرات للسياسة الاقتصادية لم تغط بشكل جيد في النماذج الماكروية الامبريقية » . ومن ناحية أخرى فإن نماذج التوازن العام

عادةِ ما تنتقد بأنها حتمية . ولتخطي مثل هذا الانتقاد يمكن استخدام أساليب الاقتصاد القياسي العشوائية ، بالرغم من أن العدد الكبير من البارميترات سيفرض قيوداً محاسبية صارمة على المنمذج . وما نود تأكيده هنا أن إمكانيات التكامل بين نماذج التوازن العام والنماذج الأخرى (على سبيل المثال نماذج الاقتصاد القياسي) يجب أن تستغل متى ما سمح ذلك .

هناك عدد ممتاز من المسوحات في كل أوجه نمذجة وتحليل التوازن العام . فنلاحظ مثلاً أن في Eatwell و Milgate و Newman (1989) مجموعة ممتازة من المقالات تغطي معظم مجالات الاهتمام في نظرية التوازن العام . ومن ضمنها مقالات تغطي نواتج الأنواع المختلفة للتوازن ومفاهيم الحلول ، والأنواع المختلفة للبنيات الاقتصادية والأوجه المختلفة لنموذج Arrow-Debreu ، بالإضافة إلى التوسعات النظرية المختلفة . وقد أعطى Robinson (1989) معالجة مفصلة للنماذج متعددة القطاعات . فقد صنفت ورقة Robinson أنماط النموذج باستخدام عدد من المعايير البديلة مثل البنية الرياضية ، وقضايا السياسة الاقتصادية ، والنمط النظري ، والمدرسة النظرية التي يستند عليها النموذج . وتحلل الورقة البنية الأساسية لنموذج التوازن العام من خلال تقديم نموذج نيوكلاسيكي لاقتصاد مغلق ومن ثم تقوم بمناقشة أساليب توسيعه لأنماط مختلفة من نماذج البنيويين Structuralist . بالإضافة لما تقدم فإن الورقة تقدم عرضاً لعدد من الطرق التي يجب اتباعها في التحليل مستقبلاً . وفي بعض الفصول التالية نقوم باستخدام مسح Robinson لتوضيح أساسيات نماذج التوازن العام .

تناقش ورقة Shoven و Whalley (1984) بنية نماذج التوازن العام التطبيقية بصورة عامة والصفات المميزة لنماذج الضرائب والتجارة بصورة خاصة . وتمدنا ورقتهم بنقاش ممتاز حول تنفيذ وتطبيق أساليب هذه النماذج التحليلية وتغطي قضايا مثل اختيار النموذج ، اختيار شكل الدوال ، ومعايرة النموذج . وكما تمدنا أيضاً بتحليل عميق لنماذج التوازن العام المطبقة على الضرائب والتجارة وتقوم بتلخيص وتحليل المزايا العامة ، ومصادر المعطيات ، والنتائج الرئيسية لتلك النماذج في المجالين . والنماذج التي تم نقاشها في تلك الورقة تمثل محاولة جادة لتقويم تأثيرات تغيرات السياسات الضريبية والتجارة لعدد من دراسات الحالة للبلدان والأقاليم .

تناقش ورقة Harrison وآخرون (1993) عيباً رئيسياً في نماذج التوازن العام التطبيقية ، والذي يتمثل في اعتمادها على القيم التقديرية لباراميتراتها . تقدم الورقة وتحلل أساليب بديلة لاختبار مدى الاعتماد على هذه النماذج وذلك من خلال اختبار جودة نتائجها ومدى توافقها مع قيم البارامترات التي يحددها النموذج (خاصة المرونات) . تقترح الورقة وتقوم بتطبيق نوعين من الاختبارات على بعض النماذج الحاسبة للتوازن العام وهما : تحليل الحساسية المنتظم المقيد (Conditional Systematic Sensitivity Analysis) وتحليل الحساسية المنتظم غير المقيد

.[191](Unconditional Systematic Sensitivity Analysis)

والنتيجة الأساسية لهذه الورقة أن اختبار حساسية هذه النماذج يزيد من فائدتها للمنمذج بالرغم من الاعتراف بأن الاختبارين محدودان من النواحي الفاعلية والعملية حيث أنهما يحتاجان إلى عدد كبير من الحلول. تقترح الورقة بعض الحلول لتسهيل عملية تطبيق الاختبارين.

تقدم ورقة Taylor (1990) واحداً من أحسن المسوحات لنماذج التوازن العام البنيوية. (structuralists) وتقوم الورقة بتعريف مزايا هذه النماذج، وتحليل أسسها الإحصائية (التي تعطى بمصفوفة الحسابات الاجتماعية). وكما تناقش الورقة العلاقات الماكروية المختلفة الهامة وعمليات تصحيح الميكانزم. ثم تستعرض الورقة بعد ذلك عدداً من التوسعات بفتح النموذج بعدة طرق، حيث تمت زيادة القطاعات واستخدمت طرق غلق بديلة للنموذج. وكما تتضمن أيضاً مسحاً للنواحي المالية واستعراضاً للعلاقات الدالية وعرضاً لأساليب الحلول. وتختتم الورقة باستعراض النماذج القطرية البنيوية التي تمت دراستها في مشروع كتاب النماذج القطرية البنوية الذي أشرف عليه Taylor.

لقد كرس عدداً كبيراً من الأوراق والكتب لاستخدام نماذج التوازن العام التطبيقية لدراسة مختلف قضايا السياسات الاقتصادية وللمشاكل التي تواجه الأقطار منفردة أو في وضع متعدد الأقطار. ويمكن أن نذكر منها البعض على سبيل المثال. في مجال التجارة الدولية، هنا مسحٌ لـ: Shoven و Whalley (1984) والنماذج المستعرضة فيه. وهناك أيضاً .de Melo (1988) وهو عبارة عن مسح مكثف للنماذج التي تستخدم لتحليل السياسة التجارية في البلدان النامية. وتقوم ورقة de Melo بالإضافة إلى مناقشة البنية الأساسية وخواص النماذج في هذا المجال، بتقديم تحليل لسلسلة تطبيقات لقضايا السياسة التجارية متضمنة قضايا النمو والتداخل الزمني. وتحتوي كتابات Srinivasan و Whalley (1986) على أعمال مؤتمر في نمذجة سياسة التوازن العام، الذي عقد في مركز الأبحاث الاقتصادية العالمي في جامعة كولمبيا بالولايات المتحدة، عام 1984. وقد تضمن ذلك المؤتمر عدداً من النماذج، البعض منها خاص بالبلدان، والبعض إقليمي، والبعض الآخر على المستوى العالمي ولكن تتفق جميعها في تعرضها لناحية أو أخرى من آثار إصلاح أو تحرير التجارة. ودراسة أخرى تركز على استخدام

---

(191) يعرف تحليل الحساسية المنتظم المقيد (CSSA) بأنه مجموعة من عمليات المحاكاة والتي يتم فيها تغير كل برامیتر من قيمته المقدرة عدة مرات بشرط أن تظل البراميترات الأخرى عند قيمها المقدرة بالنموذج، وأما في حالة تحليل الحساسية المنتظم غير المقيد (USSA) فيسمح بتغير البراميترات الأخرى عن قيمها المقدرة أيضاً.

نماذج التوازن العام التطبيقية هي de Melo (1992) والتي تقوم بدراسة السياسة التجارية للولايات المتحدة تحت عدة سيناريوهات. وتبرز هذه الدراسة القضايا الهامة في السياسة التجارية للولايات المتحدة وتناقش مدى ملاءمة نماذج التوازن العام لتحليل السياسة التجارية في أسواق تتصف بالمنافسة غير التامة Imperfectly Competitive Markets، وتطبق النموذج على أوضاع مختلفة.

وقد تم تطبيق نماذج التوازن العام في مجالات أخرى مثل السياسات العامة (وذلك عادة بدراسة آثار بدائل الهيكل الضريبي)، والأسواق المالية (وذلك بدراسة آثار التحرير المالي)، وآثار سياسة إصلاح الأسعار الزراعية. نذكر بعض المراجع في هذا المجال مثل Shoven و Walley (1984) Powell, و Snape (1993) Lewis, (1992) Fargeix, و Sadoulet (1987)، و Janvry.

وكما تم أيضاً بناء عدد من نماذج التوازن العام لتقويم السياسات في عدد من الدول العربية. ولمراجعة بعض هذه النماذج نحيل القارئ إلى الكواز (1996) Lofgren, (1992)، خورشيد (1986) Eckaus, وآخرون (1978) وكل المراجع الموجودة في هذه الدراسات.

لا بدّ من الإشارة هنا إلى حقيقة أن هذه الدراسات والمسوحات المذكورة أعلاه تمثل شريحة صغيرة مما هو موجود. والآن سوف نقوم بمزيد من النقاش لبعض القضايا التي ذكرت سابقاً وذات العلاقة المباشرة بتركيبة نماذج التوازن العام التطبيقية.

عملية بناء نموذج حاسب للتوازن العام:

وكما ذكرنا سابقاً أن نماذج التوازن العام تستند على أسس نظرية واضحة وجيدة. وكما هو معروف أيضاً أنه في حين أن الحصول على قيم رمزية (الجبرية) للنواتج الحقيقية، واستغلال العوامل وما شابه ممكن فإن بإمكاننا فقط الحصول على الأسعار النسبية للسلع والعوامل. علاوة على ذلك، فإن الحصول على الحلول الرمزية (الجبرية)، بالرغم من إمكانيته، أمر في غاية الصعوبة حتى بالنسبة لنموذج توازن عام بسيط. وبالتالي فإنه من الطبيعي أن يستخدم الكمبيوتر لحل مثل هذه النماذج، وتحديد القيم الكمية للمتغيرات ذات العلاقة. وقد أدت التطورات الحديثة في نظم حلول (Solution Algorithm) هذه النماذج إلى تسهيل استخدامها في التحليل الاقتصادي، ويعزى لتلك التطورات الزيادة الملحوظة في كمبة العمل التطبيقي الامبريقي الذي يستخدم هذه النوعية من النماذج. وقد ازداد توظيف نماذج التوازن العام التطبيقية بتكرار متزايد كأداة لتحليل المشاكل الاقتصادية الحقيقية وتقويم إجراءات بدائل السياسات. ويتطلب بناء مثل هذه النماذج أداء عدد من الخطوات المتداخلة المراحل، والتي

تتراوح من التعريف المناسب للنموذج ومجموعة المعطيات إلى محاكاة تغيرات السياسة وتقويم آثارها. يعطي الشكل رقم (1) مخططاً (Flowchart) يلخص الخطوات المتضمنة في بناء وتطبيق نموذج حاسب للتوازن العام.

ننتقل الآن لمناقشة مفصلة لكل الخطوات المتضمنة في بناء النماذج الحاسبة للتوازن العام. ومن المهم، قبل ذلك، أن نؤكد على خطوة مبدئية رئيسية وهي تعريف الغرض المقصود للنموذج. ونعني بذلك أن المشاكل والقضايا التي ينوي النموذج علاجها يجب أن تعرف بوضوح قبل تحديد البنية المناسبة للنموذج. تعتبر هذه النقطة هامة جداً لتحديد ما يمكن عمله لتمهيد الطريق لاختيار النموذج المناسب لأداء المهمة.

تركيبة النموذج وتوصيفه:

تتطلب العناصر الرئيسية (لأي نموذج توازن عام تطبيقي معلومات أساسية عن الممثلين الاقتصاديين الذين تتم نمذجة تصرفاتهم. وبمجرد تحديد مجموعة الوحدات (المستهلكين والمنتجين)، والقطاعات والعوامل، والبلدان (إذا كان النموذج منشغلاً بأكثر من بلد) يجب تحديد طبيعة كل مجموعة منها. على سبيل المثال يجب تحديد هل المستهلكون متجانسون أم لا؟ وهل البلد (أو مجموعة البلدان) كبير أم صغير؟ وهل الأسواق تنافسية أم لا؟[192]

الخطوة التالية تتعلق بالاختيار المناسب للأشكال الدالية التي تمثل كل الوحدات الاقتصادية في النموذج أخذاً بالاعتبار القواعد السلوكية التي تفرضها البيئة الاقتصادية القضايا تحت التحليل. تعكس القواعد السلوكية دوافع الوحدات الاقتصادية، وعلى سبيل المثال، بالنسبة للمستهلكين نحتاج لمواصفات ملكية الأصول في الاقتصاد، ومواصفات أذواقهم وأفضلياتهم على مجموعات السلع وتحديد دالة الهدف (مثل تعظيم المنفعة تحت قيد الميزانية). أما بالنسبة للمنشآت، فإننا نحتاج إلى وصف كامل لطاقتهم الإنتاجية آخذين بالاعتبار هيكل السوق ودالة الهدف بالنسبة لهم (والتي تكون عادة تعظيم الربح).

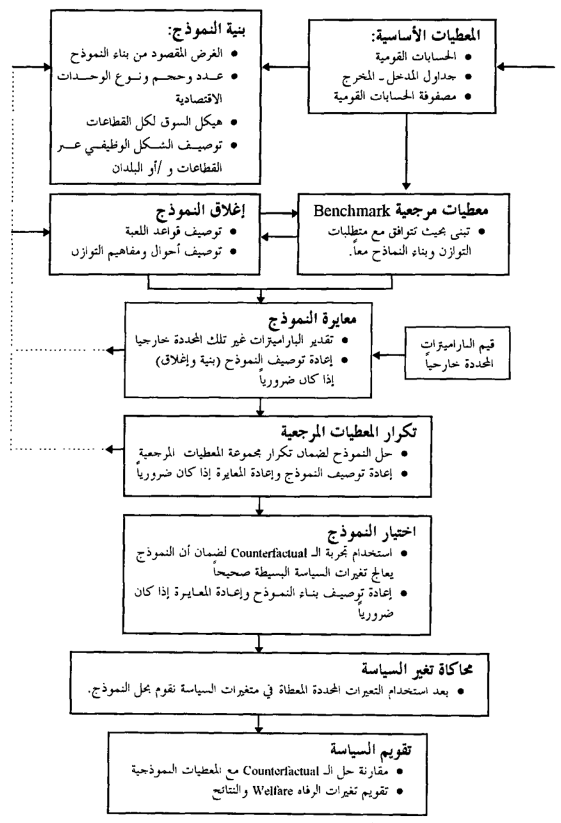
أما بالنسبة للممثلين الاقتصاديين الآخرين، مثل الحكومة وبقية العالم، فيمكن

---

(192) الافتراضات المستخدمة عادة في نماذج التوازن العام التطبيقية هي أن للمستهلكين خيارات متماثلة (حتى يمكن استخدام مستهلك واحد يمثل مجموعة المستهلكين)، وأن كل بلد يعتبر صغيراً (حتى لا يؤثر البلد على التوازن العالمي في بقية العالم)، وأن تكون السلع في مجموعة الصناعة نفسها في بلدان مختلفة غير تامة الإحلال في نظر المستهلك والمنتج (هذه الفرضية الأخيرة هي فرضية Armington المعروفة والتي نقوم بتعريفها في حاشية رقم 14.

شكل رقم (1)

مخطط بناء وتنفيذ نموذج CGE



المصدر: إعداد كاتب الورقة اعتماداً على شكل رقم (1) في Shoven و Whalley (1984)، ص 1019

إضافتهم الآن لتكملة التركيبة الأساسية لوحدات النموذج. ومثل هذه المؤسسات الإضافية متضمنة في الإطار العام العملي لمصفوفة الحسابات القومية التي سوف نناقشها أدناه.

وإنه لمن المهم ملاحظة أن اختيار أشكال دالية تمثل الطلب والإنتاج تعتمد على الغرض المقصود من النموذج. فإذا كان استخدام المرونات يلعب دوراً مهماً في تحليل النموذج فإن استعمال دوال Cobb-Douglas لا يكون مناسباً وذلك لأن قيم المرونة فيها تساوي واحداً بالنسبة لسعر السلعة والدخل أو صفراً بالنسبة لأسعار السلع الأخرى. وفي مثل هذه الحالات يمكن استخدام أشكال دالية عامة لتجنب هذه النتيجة غير المحتملة عملياً (أي القيم الواحدية والصفرية للمرونات). وعلى سبيل المثال في مثل هذه الحالات يمكن استخدام مرونة الإحلال الثابتة (Constant Elasticity of Substitution) أو نظام الإنفاق الخطي (Linear Expenditure System) وعدة أشكال دالية أخرى. ومثل هذه الدوال مفيد جداً، أيضاً، عندما يتطلب الوضع الإحلال بين المدخلات.

إغلاق النموذج:

وبعد تحديد مجموعات الممثلين الاقتصاديين ودوافعهم ودوال أهدافهم، فإن المنمذج يحتاج إلى غلق النموذج عن طريق: وصف البنية المؤسسية ومجموعة الإشارات التي تستجيب لها الوحدات الاقتصادية، وتعريف شروط التوازن ومفاهيمه. بالنسبة للنقطة الأولى يجب إيضاح قواعد اللعبة. وذلك يعني ليس فقط توضيح المتغيرات التي تخدم الأغراض التوازنية في النموذج ولكن أيضاً يجب تعريف البنية المؤسسية التي تتفاعل داخلها الوحدات الاقتصادية. يتضمن تعريف البنية المؤسسية توضيح الافتراضات حول هيكل السوق وطرق توزيع السلع (خاصة عندما تكون الأسعار ثابتة) ضمن أشياء أخرى. ويعني ذلك أن نحدد طبيعة المنافسة بين الوحدات الاقتصادية في مختلف القطاعات وأيضاً مجموعة المتغيرات والتي تمد الوحدات بالإشارات التي تساعدهم في ضبط قراراتهم. بالرغم من أن الافتراض النموذجي هو المنافسة الكاملة، لكن يمكن السماح لافتراضات أخرى. وسوف نناقش أدناه نمذجة المنافسة غير التامة، اختلافات المنتج، عائدات الحجم المتزايدة، بالإضافة إلى طرق أخرى يمكن أن توسع فيها النماذج الحاسبة للتوازن العام.

المتطلب الأساسي الآخر لإغلاق النموذج يتمثل في تعريف شروط التوازن ومفاهيمه. تتضمن شروط التوازن القيد المعتاد لتوازن السوق بالإضافة إلى تعريف السلعة الحسابية (numeraire good). تولد هذه الشروط المعادلات الكافية التي تسمح بالتحديد الرياضي لتدفقات النشاط الاقتصادي (حقيقي واسمي) في النموذج بالإضافة لكل الأسعار النسبية.

وتتضمن الشروط العامة لإغلاق النموذج شروط التوازن العادي في أسواق السلع والموارد بالإضافة إلى شروط الإغلاق الماكروي (ومثال على ذلك الفرضية التي ذكرناها في الفصل السابق من الورقة، وهي مساواة الاستثمار بالادخار والذي يتم تحديده (داخلياً) بواسطة أفضليات المستهلك[193]. وضعف رئيسي في نماذج التوازن العام التطبيقية ينشأ من حقيقة أن قواعد الإغلاق الماكروي عادة ماتكون عشوائية. ومما يزيد الضعف هو أن معظم نماذج التوازن العام التطبيقية لا تعطي أساساً مناسباً لأساس اختيارها قاعدة الإغلاق الماكروي المستخدمة[194]. ولذلك تعاني هذه النماذج من مشاكل جوهرية تزيد بدورها من احتمال حدوث تأثيرات كبيرة على نتائج النموذج. في المثال السابق لقواعد الإغلاق الماكروي، عندما يساوى الادخار بالاستثمار ويكون الادخار محدداً عن طريق أفضليات المستهلكين حينئذ لا يكون استثمار المنشآت محدداً داخلياً بواسطة النموذج ولكن عن طريق قاعدة الإغلاق.

ويعتبر مفهوم التوازن من أهم خواص النموذج، حيث أنه يمهد الصلة بين كل عناصر النموذج. ولقد عرف Robinson (1989) التوازن بمجموعة قيم للمتغيرات التوازنية بحيث يكون القرار الناتج من الوحدات مستوفياً بصورة مشتركة شروط التوازن. وبصورة أعم وأشمل تعرف حالة التوازن بتحديد قيم كل المتغيرات الداخلية التي تستوفي أهداف الوحدات الاقتصادية في النموذج لكل قيمة معطاة للمتغيرات الخارجية والبراميترات[195]. وسنعطي المزيد من التعريف للتوازن والحلول النموذج لاحقاً.

والآن بعد أن قمنا بتحديد بنية النموذج وإغلاقه، يجب أن نعد بارميتراته قبل تطبيقه لدراسة أي مشكلة محددة. ولكن قبل أن نقوم بمناقشة المعطيات والبيانات الأساسية وطريقة

---

(193) وهذه تعرف بالأدبيات بقاعدة Johansen الماكرو ــ اقتصادية للإغلاق. وتوجد هناك أنواع أخرى للإغلاق، وتأتي في أشكال مختلفة ومتباينة يتوافر أربعة بدائل رئيسية منها. بالإضافة إلى قاعدة Johansen هناك القاعدة الكلاسيكية والتي يحدد فيها الاستثمار داخلياً والادخار خارجياً وقاعدة Kaldor والتي يلغى فيها شرط تحديد عوائد عوامل الإنتاج بواسطة إنتاجيتها الحدية والقاعدة الكينزية والتي تفترض جمود الأسعار الاسمية للموارد (الأجور الاسمية).

(194) من 73 تطبيق لنماذج التوازن العام على الاقتصادات النامية والتي عرضها Decaluwe و Martens (1988) توجد فقط 3 نماذج تعطي تبريراً مقنعاً لاختيار قاعدة الإغلاق.

(195) وبصورة أكثر دقة يتحدد التوازن بإيجاد قيم مجموعة الأسعار وكميات الاستهلاك والإنتاج التي تستوفي شرط أن تعظم الكميات المستهلكة دالة منفعة المستهلكين تحت قيد ميزانية المستهلك وشرط أن تعظم الكميات المنتجة دالة الربح تحت قيود التكلفة والإمكانيات وشرط أن تتوازن أسواق العمل والإنتاج (أي أن الطلب يساوي العرض في كل سوق)، وذلك بالنسبة لكل السلع ولكل عوامل الإنتاج.

معالجتها لتكون متسقة مع بنية النموذج فإننا نلخص الخطوات السابقة. يحتوي النموذج على سلسلة من المعادلات والتي يتوقع أن تقوم بمحاكاة التفاعلات في الاقتصاد. نحصل على هذه المعادلات من خلال الخطوات التالية. يتم تعريف الممثلين الاقتصاديين المحددين والذين سوف نقوم بتحليل سلوكهم في النموذج. ثم نقوم بنمذجة دوافع ومحفزات هؤلاء الممثلين باستخدام القواعد السلوكية المناسبة. يفترض أن تتخذ الوحدات الاقتصادية في النموذج قراراتها اعتماداً على الإشارات التي تتلقاها في النموذج والتي تكون عادة إشارات أسعار رغم وجود مرونة كبيرة في مجموعة المتغيرات التي يمكن أن تعطي إشارات. أخيراً، تحدد البنية المؤسسية للاقتصاد، وشروط ومفاهيم التوازن والحلول للنموذج.

البيانات والمعطيات الأساسية والمرجعية:

تأتي البيانات والمعطيات الأساسية للنماذج الحاسبة للتوازن العام عادة من مصادر متعددة. وتتضمن هذه المصادر حسابات الدخل والناتج القومي وجداول المدخل — والمخرج وتدفقات التجارة. ونادراً ما تكون مجموعات البيانات متسقة مع بعضها البعض ومع تركيبة ومتطلبات تحليل التوازن العام. وعلى المنمذج إذن، معالجة وتصحيح البيانات الأساسية. فعندما تكون البيانات الأساسية متسقة (ربما لإيجادها من مصدر واحد) يمكننا أن نبني نموذجاً حاسباً للتوازن العام للاقتصاد، يكون صالحاً للمحاكاة وللأغراض التجريبية بطريقة مبسطة ومباشرة[196]. من ناحية أساسية نقوم ببناء اقتصاد في الكمبيوتر تقوم وحداته الاصطناعية (من المستهلكين المنتجين، .. الخ) باتخاذ قرارات تماثل ما هو في مشاهدات سنة الأساس (السنة المرجعية). إضافة لذلك نشير إلى أنه إذا توفرت البيانات لعدد كافٍ من السنوات فإنه يكون بإمكاننا بناء البارميترات التي تميز النموذج باستخدام الأساليب الإحصائية.[197]

عموماً ونسبة لعدم اتساق البيانات الأساسية نقوم ببناء مجموعة بيانات مرجعية توازنية (Benchmark equilibrium data set) والتي تقوم مصفوفة الحسابات الاجتماعية (Social Accounting Matrix) بمدنا بأساس لها[198]. تقوم مصفوفة الحسابات الاجتماعية بتوسيع

(196) ربما تكون هناك بعض الإصلاحات الطفيفة التي تتضمن تجميع البيانات في مجموعات مصنفة ومتسقة مع بنية النمودج المرغوب فيه.

(197) لبناء نماذج حاسبة للتوازن العام بهذا المنهج ولمزيد من التفاصيل انظر Jorgenson (1984).

(198) توحد كثير من الإيضاحات والمعالجات لمصفوفة الحسابات الاجتماعية وبين المراجع الجيدة Pyatt و Round و Khorst ıc (1986)، و Pyatt (1989)، و Robinson (1989).

البيانات الأساسية (جداول مدخل– مخرج، حسابات قومية... الخ) باستخدام كل المعلومات المتاحة لمتابعة كل النشاطات في الاقتصاد. فهي تقدم ميكانزماً مفيداً لتنظيم وتقديم قاعدة بيانات للنموذج تحتوي على مجموعة كاملة من المتغيرات في سنة الأساس. ويقدم نظام الأمم المتحدة للحسابات القومية في تعديلاته الأخيرة تعليمات تقودنا لمنهج متكامل لـ SAM. يوضح الشكل رقم (2) رسماً تخطيطياً لمصفوفة الحسابات القومية تتضمن الحسابات الرئيسية الآتية: النشاطات، السلع، العوامل، الحساب الجاري للمؤسسات، رأس المال، وبقية العالم.

والتقليد المتبع في مصفوفة الحسابات الاجتماعية هو أن تمثل السطور الإيرادات وأن تمثل الأعمدة الإنفاق. مثلاً المدخل (i,j) في السطر i والعمود j يمثل الإنفاق من الحساب j الذي يدفع للحساب i أو بطريقة مماثلة إيرادات i من j. وبهذه الطريقة تظهر المعاملات مرة واحدة كمدفوعات من حساب إلى آخر. علاوة على ذلك، تمثل مداخل المصفوفة تدفقات يتم فيها تبادل المدفوعات الاسمية بالسلع الحقيقية أو العوامل الخدمية بالإضافة لتدفقات يتم فيها تبادل المدفوعات الاسمية التي تأخذ مكانها دون أن يرافقها حدوث تدفق حقيقي (مثلاً التحويلات). ولا بدَّ أن يتساوى مجموع مداخل الأسطر والأعمدة للحساب نفسه نتيجة للفرضية الأساسية وهي أنه بالنسبة لأي دخل لا بدّ أن يكون هناك إنفاق مقابل. وهذا صحيح ليس فقط للحسابات التي تقيم النشاطات الإنتاجية أو التي يتم فيها تبادل مدفوعات اسمية وتدفقات حقيقية ولكن أيضاً للحسابات التي تتم فيها تدفقات اسمية فقط (التحويلات) مثل الحساب الجاري للمؤسسات.

إن لمنهج مصفوفة الحسابات الاجتماعية عدة أوجه مفيدة. فيمكن، اعتماداً على الغرض المقصود، أن تجمع الحسابات أو تجزأ لتكشف وتعكس درجة الاعتماد المتبادل المطلوبة في الاقتصاد وتعكس هيكله. وجه آخر هو أنها تخدم كأداة مفيدة لجمع وتنظيم المعطيات في الاقتصاد. ثالثاً أنها تكون الأساس لنماذج الاقتصاد الشاملة وبذلك فإنها تسهل وتعزز دراسة إجراءات السياسة البديلة وأيضاً تقوِّم أداء الاقتصاد. رابعاً، واعتماداً على درجة التجميع تقوم مصفوفة الحسابات الاجتماعية بتوضيح مستويات وتوزيعات دخول عوامل الإنتاج. وعلى سبيل المثال، تعطي المصفوفة في الشكل (2) توزيعات الدخل بين عوامل الإنتاج والتي يمكن تجزئتها أكثر لتعطي توزيعات الدخل بين أنواع مختلفة من العوامل (على سبيل المثال ريف وحضر). بالمثل، يمكن تجزئة حسابات أخرى لتعطي بيانات وبنية أكثر دقة. والميزة المفيدة الخامسة هي أن مصفوفة الحسابات الاجتماعية يمكن تجزئتها بطرق مختلفة ليستطيع الباحث التحرك من إطار المصفوفة العملي إلى تركيبة النموذج المستخدم. مثلاً، واستناداً على Pyatt و

شكل رقم (2)
رسم تخطيطي لسام

نفقات / إيرادات	(1) النشاط (خاص، عام)	(2) السلع (محلية، مستوردة، مصدرة)	(3) العوامل (العمل، رأس المال ...الخ)	(4) الحساب الجاري للمؤسسات (المؤسسات (عام، خاص) الأسر، الحكومة)	(5) حساب رأس المال (خاص، عام)	(6) بقية العالم	(7) المجموع
(1) النشاط (خاص، عام)		عرض مبيعات السلع المحلية		الدعم للصادرات من قبل الحكومة		الصادرات	إجمالي المبيعات (الناتج الإجمالي الخاص والعام)
(2) السلع (محلية، مستوردة، مصدرة)	الطلب الوسيط على السلع المحلية والمستوردة			الاستهلاك الأسري والحكومي للسلع المحلية والمستوردة	تكوين رأس المال الثابت الخاص والعام والتغير في المخزون		الطلب الإجمالي (للسلع المحلية والمستوردة والمصدرة)
(3) العوامل (العمل، رأس المال، ...الخ)	القيمة المضافة للعوامل في القطاع الخاص والعام			القيمة المضافة للعمل (تنفق من الحكومة)		التحويلات وإيرادات دخل العوامل من الخارج	إجمالي دخل العوامل (القيمة المضافة)
(4) الحساب الجاري للمؤسسات (المؤسسات (خاص، عام)، الأسر، الحكومة)	الضرائب غير المباشرة من غير السلع	صافي الضريبة غير المباشرة على السلع المحلية، رسوم الواردات، الجمارك، ضريبة الصادرات، الجمارك (إيرادات للحكومة)	دخل العمل، دخل رأس المال من غير الشركات المعتمدة، إجمالي الربح، الشركات الخاصة والعامة، ضريبة العوامل	تحويلات من الحكومة إلى الشركات، الأسر، حصص أرباح، مدفوعات، فوائد من الأسر إلى الشركات، ضرائب مباشرة للحكومة.		تحاويل أجنبية والتحويلات الجارية	الدخل الكلي (المؤسسات، الأسر والحكومة)
(5) حساب رأس المال (الخاص، والعام)				المؤسسات، الأسر، ومدخرات الحكومة	الاقتراض المحلي من قبل الحكومة	تدفقات رأس المال الصافية (عجز الحساب الجاري)	إجمالي الادخار (خاص، عام)
(6) بقية العالم		الواردات	دخل العوامل المدفوع بالخارج	التحويلات الخارجية للحكومة والمؤسسات			إجمالي التدفقات الخارجية للنقد الأجنبي (الواردات)
(7) المجموع	نفقات الإنتاج الإجمالي	الامتصاص الكلي (عرض السلع المحلية الكلي والواردات، والصادرات)	القيمة المضافة (إجمالي مدفوعات العوامل)	الإنفاق الإجمالي (المؤسسات، الأسر والحكومة)	إجمالي الإنفاق الاستثماري (خاص، عام)	إجمالي التدفقات الداخلية للنقد الأجنبي (إيرادات من الخارج)	

المصدر: مأخوذ من Robinson (1989)

Round (1979) نلاحظ أن المصفوفة في شكل (2) يمكن إعادة ترتيبها بحيث أن تشغل الحسابات الداخلية [endogenous accounts 3,2,1 وأجزاء من 4 (الحسابات الجارية للمنشآت والأسر)] السطور والأعمدة الأولى بينما تشغل الحسابات الخارجية exogenous accounts بقية السطور والأعمدة . وبهذه الطريقة يمكن تقسيم المصفوفة إلى أربع مصفوفات فرعية تعطى كالآتي :

نفقات

إيرادات	حسابات داخلية	حسابات خارجية
حسابات داخلية	A_{11}	A_{12}
حسابات خارجية	A_{21}	A_{22}

حيث A_{11} هي مصفوفة للمعاملات بين الحسابات الداخلية ، A_{12} هي مصفوفة إدخال injections من الحسابات الخارجية إلى الحسابات الداخلية ، A_{21} هي مصفوفة تسرب leakages من الحسابات الداخلية إلى الخارجية ، و A_{22} هي مصفوفة معاملات بين الحسابات الخارجية . ونشير هنا إلى أن مجموع الأسطر والأعمدة يمكن تعريفه بصورة أساسية بطريقة المصفوفة نفسها في شكل (2) . وبمثل هذه التجزئات للمصفوفة يتمكن الباحث من دراسة مختلف العلاقات المتداخلة في الاقتصاد بالإضافة إلى تأثيرات المضاعف المتعلقة بهم وبتغيرات إجراءات السياسة .

توضح هذه الميزة الأخيرة أهمية مصفوفة الحسابات الاجتماعية في التحليل الاقتصادي بصفة مستقلة عن نماذج التوازن العام . ويعلق بذلك أن معالجة المعلومات في المصفوفة يمكن أن تتم بطرق تمكن الباحث من متابعة وتحليل حصص الناتج العائدة للمجموعات والقطاعات المختلفة في الاقتصاد بالإضافة إلى إسهامات هذه المجموعات والقطاعات في أداء ذلك الاقتصاد . وفي هذا السياق يمكن البدء ببناء مصفوفات حسابات اجتماعية توضح مداخيلها النسب المئوية للحسابات من مجموع السطور والأعمدة . يمكن للباحث بعد ذلك أن يركز على فهم تفاصيل التوازن (بافتراض أن بيانات المصفوفة هي بيانات حالة التوازن المرجعي للاقتصاد Benchmark equilibrium) دون أن يهتم بتحديد ذلك التوازن . لكن بالطبع ، إنه من المفضل تبرير أن المعطيات تنتج من تفاعل كل المجموعات والقطاعات في الاقتصاد في حالة التوازن المرجعي .

والآن ، وبعد تجميع المعطيات الأساسية (من كل المصادر) ومعالجتها وتعديلها ، وبناء

مصفوفات متناسقة ومتوافقة بشكل تبادلي التوافق يصبح من الضروري ربط ذلك بالنموذج الذي يمثل الاقتصاد (والذي ناقشناه سابقاً). تخدم هذه المجموعة المتوافقة من المعطيات (والتي تؤخذ من الإطار العملي للمصفوفة) من ناحية أخرى كمجموعة معطيات للتوازن المرجعي للنموذج. تمثل مجموعة المعادلات التي تصف كل التدفقات (حقيقية و/أو اسمية) والمعطيات في المصفوفة، ومجموعة العلاقات الأساسية (مثلاً التي تعرف المتغيرات وعلاقاتها التداخلية)، ومجموعة قيود النظام الحقيقية والاسمية، وكل المتطابقات الحسابية (مثلاً بين مجموع السطور والأعمدة) النموذج الحاسب للتوازن العام للاقتصاد. تقدم ورقة (1989) Robinson مصفوفات الحسابات الاجتماعية والمعادلات لعدد من نماذج التوازن العام ذات القطاعات المتعددة multisectoral models والتي تعتبر مناسبة لدراسة قضايا ومشاكل البلدان النامية. الخطوة التالية هي معايرة النموذج لضمان التوافق المتبادل بينه وبين مجموعة معطيات حالة التوازن العام المرجعي.

معايرة النموذج وإعادة إنتاج المعطيات:

المعايرة يقصد بها عملية اختيار قيم البارميترات لدوال النموذج بناء على المعطيات والبيانات المرجعية. والفكرة بسيطة جداً. باستخدام المعادلات المعطاة التي تميز النموذج، يجب على الباحث اختيار القيم المناسبة للبارميترات بحيث يمكن استخدام النموذج بصورة أبعد في محاكاة السياسة والتمارين. وبما أن معطيات التوازن المرجعي يفترض أن تكون معطيات التوازن المبدئي أو الأساسي للنموذج فإن البارميترات المختارة يجب أن تكون بحيث أن يولد النموذج في حالة توازنه مجموعة المعطيات نفسها. فإذا كانت المعطيات في شكل سلسلة زمنية يمكننا استخدام الأساليب الإحصائية لتقدير قيم البارميترات، وسوف يكون العمل هائلاً في تلك الحالة خاصة عند أخذ حجم نماذج التوازن العام بالاعتبار. وكما ذكرنا سابقاً تمثل المعطيات سنة واحدة (قيم أساسية أو متوسطات) وبالتالي فإن التقديرات التي تستخدم أساليب الاقتصاد القياسي لا تناسب عادة. وهذا هو الفرق الرئيسي بين معايرة نماذج التوازن العام ومنهج الاقتصاد القياسي Econometric Approach لتقدير البارامترات. توضح ورقة Shoven و Whalley (1984) صفحة 1020 أنه في حين أن نماذج الاقتصاد القياسي عادة ما تبسط لتسمح بالتعمق في التوصيف والتحليل الإحصائي، فإن ثراء التركيبة الاقتصادية في نماذج التوازن العام يقيد المنمذج لنموذج إحصائي خام ومبسط. لذلك فإن إجراء المعايرة ليس بعملية تقديرية قياسية Econometric ولكنها بالأحرى حتمية.

لا تكون المعطيات المرجعية عادة كافية لتحديد قيم كل البارميترات في النموذج، وغالباً

ما تستخدم قيم البارامترات الخارجية (مثل المرونات) . والفكرة ، والتي تنسب لـ Shoven و Walley (1984) ، هي استخدام المعطيات المرجعية لتحديد موقع المنحنيات (مثل منحنيات السواء) ومن ثم استخدام المرونات (بما أنها تقيس الاستجابة النسبية) لتحديد درجة انحناء curvature تلك المنحنيات .

تلخيصاً لما سبق ، باستخدام معادلات النموذج ، والمعطيات النموذجية ، نقوم ببناء المعادلات بحيث تصبح البارامترات دوال في بيانات النموذج . ومن ثم نقوم بحل هذه المعادلات لقيم البارمترات المرغوب فيها . ثم نقوم بفحص مدى اتساق البارميترات مع النظرية الاقتصادية . فإذا لم تتوافق مع النظرية نقوم بتعديل بناء النموذج وإعادة معايرته حتى تصبح النتيجة متسقة مع المنطق الاقتصادي . ثم نجري تجربة على النموذج المعيَّر calbirated model لنتأكد من أنه سوف يولد ثانية مجموعة معطيات التوازن المرجعي . فإذا لم يحدث ذلك فيجب إعادة توصيف النموذج ، وإعادة معايرته ، وإعادة فحصه إلى أن ينتج لنا مجموعة معطيات التوازن المرجعي .

فحص النموذج ومحاكاة تغير السياسة :

الآن وبعد بناء النموذج ووصفه ومعايرته ، يمكن لنا أن نباشر في تحليل السياسات . يتم تغيير أدوات السياسات الحالية أو تطبيق سياسات جديدة ومن ثم حل النموذج للوصول إلى حالة التوازن في ظل السياسات الجديدة . حينئذ تحدد التغيرات الجديدة في السياسة وتسجل نتائج التوازنات المقابلة counterfactual equilibria للنموذج ، والتي يمكن مقارنتها مع حالة التوازن المرجعي للنموذج .

وثمة تمرين آخر مفيد في هذه المرحلة هو استخدام تغيرات مبسطة في السياسة بحيث يمكن فحص نتائج النموذج مقابل منطق النظرية الاقتصادية كوسيلة إضافية لفحص النموذج . فإذا كانت هناك مشكلات في النتائج نقوم بإعادة صياغة النموذج ، وإعادة معايرته ، وإعادة تطبيقه مرة أخرى قبل تحليل تأثيرات تغيرات السياسات المعقدة . ومن الواضح أن مثل هذه التمارين سوف توفر الزمن وتعزز جودة النموذج وتؤكد أنه على الأقل متسق مع الأساسيات النظرية .

تقويم السياسات :

وبمجرد إدخال تغيرات السياسة وإيجاد التوازنات المقابلة counterfactual equilibria فبالإمكان مقارنتها مع حالة التوازن المرجعي لكي نقوِّم تغيرات السياسة وآثارها . ويتم تقويم الآثار على الرفاهية باستخدام مقياس Hicks للتغير التعويضي Hicksian Compensating (CV)

Variation أو مقياس التغير المكافئ (EV) Equivalent Variation أو مجموعهما . يثبت مقياس CV دخل الأسرة والأسعار في مستوياتها بعد تغير السياسة ثم يقوم بإيجاد كمية الدخل التي يجب أن تضاف (والذي يعني قيمة إيجابية لمقياس CV) أو تحذف (قيمة سالبة لمقياس CV) لتعود الأسرة إلى مستوى المنفعة التي كانت سائدة قبل اتخاذ السياسة . وبالتالي تعني القيمة السالبة لمقياس CV أن أثر السياسة هو تحسين الرفاهية . EV من الناحية الأخرى يثبت دخل الأسرة والأسعار على مستوياتها قبل السياسة ثم يقوم بإيجاد كمية الدخل التي يجب أن تضاف (قيمة موجبة لـ EV) أو تحذف (قيمة سالبة لـ EV) لتنقل الأسرة إلى المستوى الجديد من المنفعة . وتعني القيمة الموجبة لـ EV أن هناك تحسيناً في الرفاهية .

ننتقل الآن لمناقشة مختصرة لحل نماذج التوازن العام وحساب حالة التوازن فيها ، ثم بعد ذلك إلى مناقشة بعض مزايا وعيوب منهجية النماذج الحاسبة للتوازن العام .

حل النموذج وحساب التوازن :

بالرغم من أن نموذج Walras للتوازن العام محدود النطاق بعض الشيء ، لكنه مفيد جداً ومهم . فهو محدود من ناحية أن بعض الأوجه الاقتصادية الحقيقية الهامة عادة ما يفترض استبعادها عند استخدام مثل هذه النماذج . مثال على ذلك اللايقين حول المستقبل ، ووفورات النطاق وعائدات الحجم المتزايدة ، واختلاف المنتجات ، والنقود . ولكن من المهم أن ننبه بأن مثل هذه القضايا قد تم دمجها في نماذج التوازن العام[199] . والنقطة الهامة هنا هي أن مثل هذه الأوجه قد تم تجاهلها عملياً لأنها من المحتمل أن تدخل تغيرات في النموذج قد تؤدي إلى عدم وجود حل للتوازن التنافسي . وقد قدم Scarf (1989) أمثلة وضحت هذه النقطة . وعموماً كما أوضحنا في الفصل السابق فإن فائدة وأهمية هذه النماذج تنشأ من مقدرتها على تقويم نتائج تغيرات السياسة والتغير في المتغيرات الهيكلية .

ويتفق معظم الاقتصاديين بأن برهان Debreu بوجود حل لنموذج التوازن العام يبرز من بين الإنجازات الرئيسية في هذا المجال . ومن ناحية عامة فإن معظم براهين وجود حل لنموذج التوازن العام تستخدم إحدى نظريات النقطة الثابتة Fixed-point theorem (مثلاً Brouwer's و Kakutani's) وبعض الطرق الحسابية لحساب النقاط الثابتة[200] . وفيما يلي نعطي توضيحاً لهذه النقطة .

---

(199) لمزيد من الإيضاحات لهذه القضايا المتعلقة بإدماج أوجه اقتصادية مشابهة في الإطار العملي لنماذج التوازن العام ، انظر Milgate,Eatwell و Newman (1989) والمراجع المشار إليها هناك .

(200) تم استخدام تقنيات التحليل الشامل Global Analysis ، بواسطة عدد من الباحثين في العقد الماضي لإثبات

سوف نستخدم تحليل وترقيم Scarf (1989) لنلخص باختصار المكونات الأساسية لنموذج Walras ونوضح حله، وسوف نبدأ من جانب الطلب. استناداً على الفرضيات التنظيمية المناسبة نمثل أفضليات المستهلك على حزمة السلع [$X=(X^1,X_2,..,X_n) \text{ in } R^n$] بدوال المنفعة U(X). فإذا بدأنا بالهبات الأولية المعطاة [$W=(W_1,W_2,...,W_n) \text{ in } R^n$] ومجموعة الأسعار $P=(P_1,P_2,...,P_n)$، فإننا سنحصل على دوال طلب المستهلك X(p) المستمرة في المتغير P والمتجانسة من الدرجة صفر وتفي بقيد الميزانية [$P:X(P)=P:W$]. وبجمع كل دوال الطلب المفردة X(p) نتحصل على دالة الطلب السوقية f(p)[201]. والتي بجانب تحصلها على خواص X(p) تستوفي أيضاً قانون Walars($p.f(p)=0$).

ويتم تحديد جانب الإنتاج في الاقتصاد بمجرد توصيف طرق تحويل المدخلات إلى مخرجات بصورة كاملة. يمكن الحصول على الناتج $Y=(Y_1,Y_2,..,Y_n)$ من دوال الإنتاج المناسبة أو من جدول المدخل ــ المخرج أو من مصفوفة تصف عمليات الإنتاج (أحد أساليب البرمجة الخطية). وباستخدام الأسلوب الأخير لتحليل النشاط، الناتج Y يعطى بـ $Y=AX$ حيث أعمدة المصفوفة A (من الدرجة nxK) تصف عمليات الإنتاج وإن $X=(X_1,X_2,..,X_k)$ هي متجه (مجموعة) مستويات النشاط غير السالبة.

باستخدام توصيفات الطلب والعرض المختصرة في الفقرتين الأخيرتين وباستخدام نظرية النقطة الثابتة، يمكن إيجاد التوازن التنافسي. يعرف التوازن التنافسي بمتجه غير سالب من الأسعار P ومستويات نشاط x بحيث يكون $PA\leq 0, f(p)=Ax,$. وهذه الشروط هي المتطلبات المعتادة بأن تؤدي الأسعار إلى توازن كل الأسواق وأن تولد أرباحاً تساوي صفراً على التوالي (انظر إلى نقاش إغلاق النموذج أعلاه). وقد استخدم Scarf نظرية النقطة الثابتة لـ Brouwer لإيجاد التوازن[202]. وننصح القارئ باللجوء لـ Scarf (1989) للمزيد من التفاصيل.

النتائج الرئيسية لنظرية التوازن. وباستخدام حساب التفاضل والتكامل بمتغيرات متعددة (وهو ما يعرف والأدبيات بالمنهج التفاضلي)، ابتكرت براهين وجود حل أكثر بساطة (التي لا تستخدم نظريات النقطة الثابتة) ونظم حساب أسرع Solution Algorithm (عادة تعتمد على طرق Newton). ولمزيد من التفاصيل عن التحليل الشامل وعن منهج التفاضل انظر Smale (1989) Mas-Colell, (1985) ومصادر أخرى موجودة هناك.

(201) كما بين Scarf (1989) أنّ دالة الطلب f(p) ضرورية لتحليل التوازن العام وعندما لا نتحصل عليها بالأسلوب الموضح أعلاه يمكن تقديرها باستخدام أساليب الاقتصاد القياسي.

(202) يشير Scarf إلى أنه «يمتلك» برنامجاً جاهزاً يعتمد على أساليب حسابات النقطة الثابتة يستطيع أن يجد الحل لأسعار التوازن ومستويات النشاط في نموذج على نهج Walras (بحدود 300 متغير).

الآن وبعد بناء النموذج الحاسب للتوازن العام لا بدّ من اختيار تقنية الحل. وعموماً تستخدم ثلاث طرق أساسية لحل نماذج التوازن العام. المنهج الأول لنظم الحلول يعتمد على إيجاد النقاط الثابتة بعمل دالة للأسعار على الأسعار عن طريق معادلات فائض الطلب. وهذا الأسلوب، والذي يعود لـ Scarf كما ذكرنا سابقاً، يتطلب توصيفاً جلياً وكاملاً لدوال الإنتاج والاستهلاك. يستخدم المنهج الثاني طرق الحلول الحسابية لحل النموذج بصورة مباشرة. يعامل النموذج في هذه الحالة كمجموعة من المعادلات غير الخطية والتي يجب أن تحل آنياً. أما المنهج الثالث والأكثر بساطة فإنه يرجع إلى Johansen (1960)، كما ورد في ورقة Robinson (1989). نقوم في هذا المنهج بتحويل المعادلات إلى معادلات خطية ثم نقوم بحل المعادلات الخطية المقربة عن طريق إيجاد معكوس المصفوفة. وتعد هذه الطريقة من أسهل الأساليب الثلاثة للحل. ومن أهم ميزاتها سهولة الحل وسهولة تعلم المنهجية المطلوبة. وكما تتطلب أيضاً موارد قليلة للحسابات مما يجعل عملية تكوين بدائل للنموذج أكثر سهولة. وقد يمدنا النموذج الذي يتم اختياره بتفاصيل إضافية دقيقة مما يؤدي إلى جعل بناء مجموعة المعطيات المتسقة جزئياً (Micro) غير ضرورية. ولكن أخطاء التقريب الخطي تحدث أحياناً في طريقة نموذج Johansen. ولذلك عند اختيار أسلوب الحل لا بدّ من تحديد إن كانت الدقة المضافة تستحق الجهود الإضافية لتجميع مجموعة المعطيات المتسقة. وفي هذا السياق نُحيلُ القارئ إلى Robinson (1989) لمزيد من التفاصيل حول هذه الأساليب الثلاثة للحل وحول حزم بدائل الحل الأخرى لنماذج التوازن العام.

سلبيات ومزايا منهجية نماذج التوازن العام:

تشير مناقشاتنا السابقة إلى مجموعة من مكامن الضعف المرتبطة بمنهجية نماذج التوازن العام. وسوف نذكر الرئيسية منها هنا. أولاً هناك كمية عمل ضخمة (بعض الأحيان هائلة) تبذل في الحصول على مجموعة المعطيات والبيانات المقبولة. ثانياً، إن عملية المعايرة عملية محددة وحتمية deterministic وليست قياسية Econometric. ثالثاً، عادة ما تكون قواعد الإغلاق عشوائية (ad hoc) في طبيعتها ولا يتم تبريرها وربطها بالنموذج بصورة واضحة. رابعاً، وفي النماذج التي تعتمد فيها آثار السياسة بصورة حاسمة على تقديرات المرونة، فإن صعوبة الاختيار المناسب لقيم المرونة بإمكانها أن تضعف نتائج وتنبؤات النموذج.

إضافة لذلك، ليس هناك ضمانٌ في النماذج التطبيقية عموماً ونماذج التوازن العام خاصةً أن يكون هناك وجود لحالة توازن. وإذا حدث، فليس هناك ضمانٌ بأن يكون الحل وحيداً Unique. مشكلة وجود الحل يمكن علاجها بإعادة خطوات التوصيف والمعايرة

للنموذج . أما مشكلة وحدودية الحل فإن التعامل معها بدرجة عالية من الصعوبة ، حيث أن الطرق التي تعالجها إما عشوائية وغير مبررة في حد ذاتها أو تلجأ لحد افتراض خاصية وحدودية الحل[203] مسبقاً .

أخيراً هناك قضية مصداقية reliability النماذج الحاسبة للتوازن العام . إنه لمن الواضح أن هناك كمية من الموارد والجهد تبذل لبناء مثل هذه النماذج بينما هناك القليل الذي يبذل في تقويم مقدرة هذه النماذج على التنبؤ . معظم الدراسات التي تقوِّم هذه النماذج تقوم بمقارنتها بالنسبة لحجمها (القطاعات ، مجموعة المستهلكين ... الخ) . وبالنسبة لحجم وعدد قضايا السياسة المعالجة فقد قامت الدراسات بعمل جيد في ذلك . لكنه سوف يكون أكثر فاعلية إذا تمت مقارنة تنبؤات هذه النماذج مع النتائج الحقيقية لتغيرات السياسة وهناك القليل جداً من هذا النوع من دراسات المقارنة . ولكن يجب الحذر هنا لأنه في الواقع قد تحدث كمية كبيرة من التغيرات بجانب تلك المتضمنة في النموذج . وهذه لا بدّ من أخذها تحت الاعتبار عند مواجهة مشكلة مصداقية هذه النماذج . وتمرين آخر لتقويم وزيادة مصداقية هذه النماذج هو تحليل الحساسية Sensitivity Analysis خاصة عندما يكون هناك شك متعلق بالصحة العملية لبارميترات النموذج . ويتم مثل هذا التمرين عادة باختبار مدى استجابة حلول النموذج للتوصيفات المختلفة لبارميتراته .

أما مزايا منهج النماذج الحاسبة للتوازن العام فهي عديدة أيضاً . إنها في المقام الأول تهتم بالتوازن العام في طبيعتها . وبالتالي فإنها تسمح للباحث بدراسة تغيرات متعددة للسياسة في آن واحد وأيضاً فروق تأثيراتها التوزيعية على كل القطاعات وأنماط المستهلكين دون أن تكون مقيدة بمحدودية حجم تغيرات السياسة أو درجة التفاعل بين مختلف القطاعات والمجموعات في الاقتصاد . إضافة لذلك ، عندما يتم بناء نماذج التوازن العام بصورة جيدة يتم التأكد من اتساق تغيرات السياسة عبر القطاعات ويتم تعزيز الإيمان بالتأثيرات وزيادة مصداقية وجدارة التنبؤات . وأخيراً فإن استخدام الأسلوب الحسابي في إيجاد الحل يسمح لنا بإلقاء الضوء في أماكن لا تستطيع أن تطرقها النماذج التحليلية البحتة [وذلك بسبب سهولة معالجة النوع الأول (الحسابي) وعسر معالجة النوع الثاني (التحليلي البحت)] .

والآن سوف نناقش تصنيف نوعية النماذج ، والتعديلات للنموذج الأساسي وبعض توسيعاته .

(203) انظر Shoven و Whalley (1984) لمزيد من النقاش حول هذه النقطة .

التصنيف والتعديلات والتوسعات في نماذج التوازن العام :

يمكن تصنيف نماذج التوازن العام التطبيقية إلى عدة أنواع وباستخدام معايير مختلفة . ويمكن تصنيفها على طول خطوط الأغراض المقصودة منها (قضايا موجهة ومحددة مقابل أغراض عامة) وحسب ميزاتها (استاتيكي مقابل ديناميكي ، ذات أساس نظري ، مستوى التجزئة ، معالجة القطاعات ... الخ) وحسب نمط الإغلاق الكلي وطبيعة وقوة نتائجها . وقد تطرقنا لمناقشة هذه المعايير وبدرجات مختلفة من التفصيل في أجزاء أخرى من هذه الورقة . وكما توجد تصنيفات لبعض النماذج في هذا المجال مناقشة للمعايير في Shoven و (1984) Whalley ، Decaluwe و Martens (1988) و Shoven (1988) Robinson, (1989) و Pereira و Lofgren (1992) . وسوف نتوسع في توضيح بعض هذه التصنيفات أدناه .

لقد قدم Robinson (1989) عدداً من المعايير لتصنيف نوع النموذج . حيث أوضح بأنهم يمكن أن يميزوا على طول أرضية منهجية (مثلاً حسب نوع البنية الرياضية الموضوعة أو المفترضة) . وكما يمكن أيضاً تصنيفهم حسب درجة تركز السياسة فيهم ، أو حسب النمط النظري (تحليلي ، تحديدي أو تطبيقي) أو حسب المدرسة الفكرية التي يرتكز عليها (نيوكلاسيكي أو بنيوي) .

تصمم النماذج التحليلية Analytic Models لدراسة آثار ونواتج مجموعات مختلفة من الافتراضات . وبذلك فإنهم يقومون بالتضحية بالواقع العملي مقابل القوة التحليلية . في حين تعتمد النماذج التحديدية أو الأسلوبية Stylized Models على قيم خاصة للبارميترات وكما أنها مفيدة في توضيح التأثيرات المختلفة لمثل هذه البارميترات عندما تكون الخواص التحليلية واضحة . أما النماذج التطبيقية فهي بالمقارنة تستحوذ على مجموعة أوسع وأعمق من مميزات القضايا الاقتصادية تحت الاعتبار . وفي تلك النماذج تتم التضحية بتفاصيل العلاقات التي تقود النموذج مقابل الزيادة الكمية للحقائق الأسلوبية المحددة Stylized facts المسموح بها . وكما أوضح Robinson (1989) أن الباحث يرغب عادة في التحرك بين هذه الأنماط من النماذج ، بالرغم من أن ذلك ليس بعملي في معظم الأحيان .

من ناحية أخرى تعتمد النماذج النيوكلاسيكية على أسس نظرية قوية بينما لا تفعل ذلك ، عادةً ، النماذج البنيوية . والنماذج البنيوية إن اعتمدت على أسس نظرية فإنها عادة ما تكون خارج إطار Arrow و Debreu . وبالرغم من ذلك ، فإن النوعين مفيدان ، خاصة عندما نضع في الاعتبار النقطة الهامة التي قدمتها ورقة Robinson (1989) وكتاب آخرين مذكورين في تلك الورقة والتي تشير إلى أن تطبيق نموذج ذي أساس نظري متين في حالات

تكون فيها كل الافتراضات غير صحيحة لا يكون مقبولاً لتوليد نتائج صحيحة أو آثار واضحة للسياسة .

تشير ورقة Shoven و Whalley (1984) إلى تزايد الاهتمام في الآونة الأخيرة بنماذج التوازن العام ذات الحجم الصغير والتوجه إلى دراسة قضايا محددة . في مثل هذه النماذج بالمقارنة مع نماذج الحجم الكبير متعددة الأغراض ، تكون كمية العمل المبذول أقل بكثير مما يسمح للمنمذج بتحليل وتقويم إجراءات السياسات بصورة أعمق . ولكن ربما تكون عملية بناء واستخدام نموذج لكل مشكلة عملية مكلفة . إضافة لذلك ، عندما يزداد استخدام مثل هذه النماذج يزداد التساؤل المتعلق باتساقها ببعضها البعض واتساق نتائجها . والاستنتاج الهام الذي نستخلصه من Shoven و Whalley ، والمتعلق بهذه القضية ، هو بينما يجب أن تستغل النماذج الحالية ، بما أنها أصلاً موجودة ، فإن نماذج جديدة يجب أن تطور (للنوعين معاً) وذلك بسبب إمكانية إسهاماتها ، خاصة في تحسين النماذج الحالية ونتائجها .

ولإبراز التعديلات والتوسعات ، خاصة النماذج النيوكلاسيكية ، التي يقصد منها توضيح بعض المميزات الهيكلية للبلدان النامية ، سوف نتبع Robinson (1989) . تبدأ الورقة بنموذج توازن عام نيوكلاسيكي أساسي لاقتصاد مغلق ، يتكون من مجموعة n من القطاعات ، و M من العوامل وأسرة واحدة وبذلك فهو لا يختلف كثيراً عن النموذج الذي قدمناه سابقاً . ثم بعد تقوم الورقة بتعديل النموذج وتوسيعه بثلاث طرق مميزة لكي تتمكن من عكس المميزات الهيكلية للبلدان النامية . وسوف نقوم هنا بتقديم هذه التعديلات والتوسعات وخاصة كل نوع منها . الطريقة الأولى هي أن نبقى داخل هيكل النموذج الأساسي ونقوم بتوصيف مرونات إحلالية محدودة بعلاقات هامة معينة . في الطريقة الثانية ، الافتراضات يمكن أن توضع لتحديد حركة العوامل ، ولتجميد الأسعار ، ولتحديد طرق توزيع السلع ، ولعدم التوازن النيوكلاسيكي في واحد أو أكثر من الأسواق الهامة . في الطريقة الثالثة ، نركز على إنجاز التوازن بين التجميعات الكلية المختلفة . ويركز بعض النقاش المختصر في الورقة أيضاً على عملية دمج أجزاء من هذه المناهج أو الطرق الثلاث . وتنبه الورقة إلى أن كل المحاولات التي تدمج هذه المميزات المختلفة للبنيويين تبدو عشوائية ad hoc بسبب التناقض بين نموذج Walras والمناهج الكلية .

التوسع الأول والذي يشار له بنموذج المرونة للبنيويين the Elasticity Structuralist Model ، قد استخدم بصورة واسعة لتحليل قضايا التصحيح الهيكلي في البلدان النامية . والنموذج المبسط يحتوي على قطاع واحد ينتج سلعة واحدة يتم تحويلها إلى سلعة تصدير وسلعة محلية . أما التعديلات فتقوم بتجزئة سوق العمل حسب فئات المهارة و /أو عبر القطاعات

الواسعة . وكما يفترض أيضاً أن يكون رأس المال غير متحرك قطاعياً . وقد سمحت هذه التعديلات لتكلفة العوامل بالتغير عبر القطاعات وكما استخدمت دالة التحويل الثابتة المرونة لتحويل الناتج إلى سلع مختلفة كسلع الصادرات والسلع المحلية . وتصف الدالة السهولة التي يتم بها تحويل مكونات الإنتاج القطاعي بين الأسواق الخارجية والمحلية . ويعتبر النموذج السلع المحلية غير تامة الإحلال للواردات وأن المستهلكين يرغبون في سلعة مركبة تجمع بين السلع المحلية والمستوردة وتتميز بثبات المرونة الإحلالية . ويسمح هذا النموذج باستقلالية كبيرة لنظام السعر المحلي ويحتفظ بفرضية صغر حجم البلد .

المنهج الثاني ، والذي يعرف بالمنهج البنيوي الجزئي Micro Structuralist يتضمن فرضيات مثل رأس المال قطاعياً وثبات الأجور و/أو سعر الصرف . بينما تمثل هذه الفرضيات أكثر مميزات هذا المنهج في النمذجة ، تقوم بعض النماذج البنيوية الجزئية بتثبيت أسعار المنتجات لمختلف القطاعات . ومن المؤكد أنه عندما تكون الأسعار ثابتة فلا بدّ من وجود آلية أخرى للوصول لحالة التوازن في السوق . والاستنتاج الذي نخرج به من هذه المنهجية هو أن تبريرات تثبيت الأسعار يجب أن تشتق من اعتبارات نظرية خارج نموذج Walras .

التوسع الأخير والذي يعرف بمنهج النماذج البنيوية الكلية Macro Structuralist سنناقشه من زاوية إغلاقه الماكروي . النماذج التي تعرضنا لها سابقاً تتبع الإغلاق النيوكلاسيكي الذي يتم بواسطة الادخار دون أن يتطلب متغير توازن خاص للوصول إلى توازن الادخار والاستثمار . أما النماذج البنيوية الكلية ففيها عادة يؤدي الاستثمار الدور الرئيسي مع وجود فرضيات خارج النموذج لتصحيح مستوى الاستهلاك الإجمالي . تفترض هذه الأنواع من النماذج وجود ترابط قوي بين الجوانب الحقيقية والكلية للنموذج . ومن الآليات التوازنية العامة لهذه النماذج تأثيرات المضاعف الكينزي (Keynesian multuplier effects) والتأثيرات التوزيعية الكالدورية (Kaldorian distributional effects) . في هذه النماذج نبدأ عادة بالنموذج النيوكلاسيكي ثم نضيف دالة الاستثمار التجميعية للنظام . ويتم إسقاط عرض العمل من النظام وافتراض أن تكون المنشآت دائماً على منحنيات طلبها للعمل . ثم بعد ذلك يتم اختيار الأجر الاسمي كأداة حسابية (numeraire) وإلغاء الافتراض أن يكون السعر الإجمالي ثابتاً . أخيراً يوصف النموذج معدلات ادخار مختلفة من دخل العمل ورأس المال . يكون المتغير التوازني في هذا النموذج هو مستوى السعر الإجمالي . وهناك آلية أخرى في حالة الاقتصاد المفتوح وهي الحساب التجاري (صافي التجارة) والذي يمكن تثبيته بالدولار مما سيسمح بأن تؤدي التغيرات في سعر الصرف إلى تغيرات في الميزان التجاري بالعملة المحلية .

يستخلص Robinson من مناقشة مناهج توسيع النموذج النيوكلاسيكي أن هناك موجة للمزيد من العمل في مجال النماذج البنيوية الكلية ويقترح أن تضم الأصول وأسواق الأصول لهذه النماذج بصور واضحة. وبين مجموعة الخيارات من النماذج، ينظر إلى نموذج التوازن العام الكلاسيكي إلى أنه الأكثر تناسباً لدراسة قضايا المدى المتوسط. وتنبع هذه النظرة من فكرة أن افتراض الأسعار القابلة للتغيير يناسب قضايا المدى البعيد بينما تناسب كثير من افتراضات النماذج البنيوية الكلية المدى القصير. وعموماً، مهما كان اختيار النموذج فمن المهم تحديد التأثيرات التي تتم دراستها ثم بعد ذلك تبرير الافتراضات ذات العلاقة بتلك التأثيرات. هناك كثير من التوسعات الأخرى التي يمكن عملها، وسوف نذكر هنا بعضاً منها.

الديناميكيات (Dynamics) :

عند دراسة قضايا ذات طبيعة ديناميكية مثل الإصلاح الضريبي أو إصلاح التجارة، فإن استخدام النماذج الساكنة static غير مقنع. ويتم إدخال النواحي الدينامية في النموذج بطرق عديدة ومختلفة، ومن الطرق المعتادة أن تتم من خلال الاستهلاك عبر الفترات الزمنية (Intertemporal Consumption)، حيث يحدد الاستهلاك الحالي والمستقبلي للمستهلكين مع استخدام الادخارات في كل فترة لتمويل فترات الاستهلاك المستقبلي. وتوظف عادة دالة المنفعة ذات مرونة الإحلال الثابتة (CES Utility Function) في مثل هذه الحالة حيث يقوم المستهلك بتعظيم منفعته تحت قيد الميزانية للفترات الزمنية عبر حياته. ومن العادة أيضاً أن يجمع الاستهلاك المستقبلي في سلعة مفردة مركبة.

أما دينامية جانب الإنتاج والسلوك الحكومي فهي أقل عمومية. وقد لاحظ Pereira و Shoven (1988) بأن السبب الرئيسي في بطء إدخال دينامية جانب الإنتاج داخل النماذج هو عدم وجود نظريات مقبولة تتعلق بدينامية سلوك المنشأة. ويتم إدخال ديناميكية جانب الإنتاج عادة من خلال فرضية تكاليف لتصحيحات رأس المال بينما يتم استحداث ديناميكية سلوك الحكومة بالسماح لها بوجود العجز و/أو الفائض. وبالرغم من أن إدخال دينامية القطاع الحكومي يحسن من قدرة النماذج على تحليل عجوزات وفوائض الحكومة إلا أن ثلاثة فقط من الأحد عشر نموذجاً التي أدخلت بعض الديناميكيات والتي قام بمسحها Pereira و Shoven (1088) تفعل ذلك.

ومن ناحية أخرى فإن ضم تدفقات رأس المال الدولية في النماذج الديناميكية قد تم قليلاً جداً وذلك لأن معظم النماذج (الديناميكية الموجودة) تفترض توازناً سنوياً للحساب

التجاري. انظر Pereira و Shoven (1988) للمزيد من النقاش حول هذه القضايا والقضايا الأخرى المتعلقة بها، خاصة بالنسبة لتقويم سياسة الضرائب. وأخيراً فإن الانتقاد الأساسي للنماذج الديناميكية التي أشرنا إليها هنا يكمن في حتميتها حيث أنها لا تتضمن أي نوع من اللايقين Uncertainty.

استخدام معامل المدخل ــ المخرج:

تستخدم بعض نماذج التوازن العام معاملات المدخل ــ المخرج لتحديد الطلب على السلع الوسيطة. وحتى يضم التدفقات بين مختلف الصناعات يجب تعديل النموذج. وفي سياق النموذج ذي القطاعين الذي نقدمه في ملحق هذه الورقة، يعني ذلك تغيير معادلات تكلفة الوحدة ومعادلات توازن السوق. حيث يجب أن يضموا الآن الحدود التي تمثل تكلفة المدخلات الوسيطة المستعملة والكمية المستخدمة من هذه المدخلات الوسيطة. يتم ذلك عادة باستخدام معاملات ليونتيف (Leontief) الثابتة للمدخل ــ المخرج المعطاة خارج النموذج. وقد افترض أن العوامل الرئيسية، عموماً، تكون مدخلات في دالة إنتاج نيوكلاسيكية (مع عوامل عرض إجمالية ثابتة خارجياً كالعادة). يناقش هذا التوسع بكثير من التفصيل في Dinwiddy و Teal (1988).

نمذجة الاستثمار:

في النماذج التطبيقية للدول النامية غالباً ما تتم نمذجة الاستثمار بشكل مباشر عن طريق تحويل الاستثمار الكلي إلى دوال طلب على سلع الاستثمار.

كما أوضح Robinson (1989)، فإن الأسلوب المعتاد، يتم باستخدام طرق المدخل ــ المخرج لتحويل الاستثمار حسب القطاع المقصود (المخرج) إلى طلب على سلع الاستثمار حسب القطاع الأصل (المدخل). ومن ناحية أخرى وعند تقدير تأثيرات سياسات التجارة يقترح de Melo و Tarr (1992) بأن التعقيدات غير الضرورية (نتيجة لنمذجة الاستثمار) يمكن تجنبها بإلغاء قرار الاستثمار في النموذج. وأيضاً، إضافة لذلك فهم يشيرون إلى أن المزيد من القيود يجب إضافتها (عن طريق معادلات تضم الميزان التجاري وحسابات الحكومة) لتحديد حالة التوازن. وفي مثل هذه الأوضاع يلعب سعر الصرف دور المتغير التوازني الذي يتغير لكي يحدث التوازن التدفقي.

سوق عوامل الإنتاج:

يمكن توسيع النموذج الحاسب للتوازن العام بتغير الافتراضات الخاصة بمرونة أسعار العوامل وتجانس هذه العوامل. والأمثلة المعتادة هي افتراضات عدم مرونة سعر عامل الإنتاج

للانخفاض إلى أسفل أو ربما فقط مرونة سعره الجزئية . وتجزئة سوق عوامل الإنتاج (مثلا سوق العمل) حسب مستويات المهارة يسمح بدرجاتٍ متغيرة الإحلال بين تلك المستويات ولمتوسط أسعار العوامل بالتغير عبر القطاعات .

سعر الصرف :

يمكن أن نعالج هنا عدداً من البدائل . أولاً يمكننا تثبيت بعض الأسعار الداخلية بالإضافة إلى سعر الصرف والسماح لميزان المدفوعات بالتغير . ثانياً ، يمكننا تثبيت وتحديد السعر الإجمالي وميزان التجارة خارجياً وترك تحديد سعر الصرف للنموذج . ثالثاً ، يمكننا تحديد سعر الصرف خارجياً وإيجاد مستوى السعر المحلي بواسطة النموذج . ويجب التنبيه هنا إلى أن عملية تحديد مستوى هذه المتغيرات في البدائل المذكورة أعلاه تتم عادة خارج نطاق نموذج التوازن العام ويجب أن تؤسس على اعتبارات كلية أخرى .

التنظيم الصناعي :

تفترض النماذج النيوكلاسيكية التي ناقشناها سابقاً ، المنافسة التامة بين المنتجين وعائدات الحجم الثابتة في الإنتاج . وتوضح التوجهات العامة الحالية الميول لتعديل نماذج التوازن العام التطبيقية نظرياً وعملياً لكي تتطرق إلى عائدات الحجم المتزايدة ، واختلاف السلع والمنافسة غير التامة . ونسبة لـ Harris (1984) فإن إحدى الطرق للتعامل مع عائدات الحجم المتزايدة في النموذج هي التمييز بين المدخلات الثابتة والمتغيرة في إنتاج بعض القطاعات (حيث يفترض عادة أن تتناسب المدخلات المتغيرة مع المخرجات) . أما بالنسبة للمنافسة غير التامة واختلاف السلع فهناك عدة خيارات لدمجها في النموذج . ويمكن أن نستخدم منافسة Cournot أو Bertrand مع سلع متجانسة أو غير متجانسة . كما يمكن أن يكون اختلاف السلع من قبل المنتجين (نموذج التنافس الاحتكاري المعتاد) أو من قبل البلد الأصل (من خلال توصيف Armington المذكور سابقاً)[204] . ولمزيد من التفاصيل المتعلقة بالتعامل مع المنافسة غير التامة في نماذج التوازن العام التطبيقية نحيل القارىء إلى (1984) Harris .

---

(204) توصيف Armington ، المسمى على Paul S. Armington ، هو التوصيف الذي يميز بين السلع في نماذج التوازن العام حسب الصناعة والبلد الأصل (نفط الكويت يختلف عن نفط السعودية) . وهذا التوصيف مفيد لعدة أسباب أهمها ما يلي : فهو يمدنا بتعليل لحقيقة أن معظم البلدان تنتج سلعاً في كل فئات الإنتاج ويسمح باختلاف الأسعار النسبية ودرجات الإحلال بين السلع وعبر البلدان .

الخاتمة :

استعرضت هذه الورقة الأوجه المختلفة لنماذج التوازن العام التطبيقية عن طريق تقديم ومناقشة بنيتها الأساسية والخطوات التي تتضمنها عملية بناء هذه النماذج والتوسعات والإضافات المختلفة التي يمكن عملها وبعض القضايا الأخرى ذات العلاقة بمنهج التوازن العام (مثل المزايا ومعايير الحل) . وفي نموذج التوازن العام المصمم جيداً يمكن إجراء تمارين مقارنة استاتيكية سهلة وبصورة مفيدة ، مما يزيد بالنسبة للمنمذج من فاعلية تحليل ودراسة آثار أدوات مختلفة للسياسة .

والآن نختتم بتقديم اقتراح هام يتعلق بجهود النمذجة في المعهد العربي للتخطيط بالكويت .

يجب تأخير تطوير نماذج الأهداف العامة . نماذج الأهداف العامة من أي نوع والتي تتضمن وتنطوي على كل أوجه الاقتصاد ، بجانب أنها عسيرة المعالجة فإنها أقل احتمالاً في توليد أنواع النتائج المحددة والمرغوبة عادة . بدلاً عن ذلك يجب أولاً تحديد الأوجه التي يجب البحث فيها ، وترتيبها (بمعايير مقبولة) ، وتطوير النماذج لتحليلها ، ومن ثم تعبئة الجهود لكي نحصل على صورة مناسبة للاقتصاد وتنبؤات مقبولة عن أدائه . بهذه الطريقة يمكن أن نستغل قوة ومزايا المناهج التطبيقية البديلة (مثلاً الاقتصاد القياسي والتوازن العام) لأقصى حد . ومن المزايا الأخرى بالنسبة لنماذج الحجم الصغير الموجهة نحو قضايا محددة أنها مناسبة جداً لمشاكل البلدان النامية وبالتالي مناسبة جداً للبلدان العربية . ولكن يجب على الباحث أن يتوخى الحذر بالنسبة لقضايا الاعتماد المتبادل ، والتنسيق والاتساق بين المناهج البديلة وأيضاً عبر النماذج الفرعية . والمفاضلة هنا هي أنه عند استخدام نماذج الهدف العام ذات الحجم الكبير يفقد الباحث العمق في التحليل (درجات الحرية) ويكسب الشمول في حين أنه عند استخدام النماذج صغيرة الحجم والموجهة لقضايا أو قطاعات أو أقاليم محددة فإن الباحث سيواجه مشاكل في الاتساق والديناميكية داخل وبين النماذج ولكنه سيكسب التحليل الغني والمتعمق في القضايا .



ملحق (A)

نموذج بسيط حاسب للتوازن العام

النموذج يعتمد على عدة نماذج (بنيات ومميزات مختلفة) تم تقديمها وتحليلها في Dinwiddy و Teal (1988)، ولكنه أكثر عمومية منها وذلك لأنه يتضمن بعض الأفكار التي تمت مناقشتها في الورقة. يفترض النموذج مستهلكاً تمثيلياً واحداً يقوم بتعظيم المنفعة.

$$Max \quad u(X_1, X_2, \ldots, X_n) \qquad (1)$$ [205]

تحت القيد

$$\sum_{i=1}^{n} P_i X_i \leq (w\bar{L} + r\bar{K}) \qquad (2)$$ [206]

التقليد العام في نماذج التوازن العام التطبيقية هو أن نستخدم أشكالاً دالية بسيطة في كل أجزاء النموذج، ثم نستعمل المعطيات والبيانات للرجوع للوراء لبناء النموذج (مجموعة الوكلاء ومتخذي القرار في النموذج) الذي يولد تلك المشاهدات. وهذا ما أشرنا له بمعايرة النموذج في الورقة.

يتم الإنتاج بالنسبة لكل سلعة بـ:

$$Y_j = F(L_j, K_j) \qquad (3)$$

---

(205) دوال المنفعة المستخدمة عملياً تضم دوال Cobb Douglas و (ذلك نسبة لسهولتها) أو الأشكال الداليه التي تعتمد على نظام الإنفاق الخطي $u = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \log(X_i - \beta_i)$
حيث α_i و β_i هي البارامترات التي يجب معايرتها باستخدام المعطيات.

(206) يمكن أن نعدل قيد الميزانية لكي يضم الضرائب ومدفوعات التحويلات.

وبالرغم من أن دوال Cobb Douglas (من النوعية $Y_j = \gamma_j K_j^{\alpha} L_j^{\beta}$) تستخدم بصورة واسعة يمكننا استخدام أشكال أخرى . وبافتراض أن المنشآت تقلل التكلفة ولها عائد أرباح يساوي صفراً سيقومون بحل

$$\min wL_j + rK_j \qquad (4)$$

تحت قيد دالة الإنتاج . وبحل مشكلة تقليل التكلفة هذه ، تنتج معادلات دوال الطلب على العوامل بالنسبة لكل مستويات الإنتاج المعطاة . وهذه هي دوال الطلب المشروطة لقطاع الإنتاج j . وبعد تحديد هذه الدوال نكون دالة الربح للمنشأة ومن ثم نحدد المستوى الأمثل للإنتاج (الذي يعظم الربح) .

والآن يجب ربط عناصر الاقتصاد التي تم توصيفها في هذا النموذج . ويتم ذلك عن طريق توصيف مفهوم التوازن . يحدد التوازن كما أوضحنا في الورقة عن طريق إيجاد قيم كل المتغيرات الداخلية في النموذج . وهي الأسعار لكل السلع المنتجة ، وسعر كل عامل من عوامل الإنتاج ، وكمية كل سلعة مستهلكة ، وخطة الإنتاج (تحتوي على مستويات كل المدخلات والمخرجات) لكل سلعة منتجة . وحتى تمثل قيم المتغيرات الداخلية حالة توازن فلا بد لها ، بجانب حل مسائل تعظيم المنفعة ، وتقليل التكلفة ومشاكل تعظيم الربح ، أن تؤدي إلى توازن الأسواق لكل ناتج وكل عامل (بما يعني أن يساوي العرض الطلب في أسواق العوامل والسلع) .

ونذكر هنا بأن توسيع النموذج أعلاه ليحتوي على قطاع حكومي عبارة عن تمرين بسيط . وهذا يمكن عمله بإضافة معادلات لدخل الحكومة من نشاطاتها الإنتاجية ، وعوائد الضرائب وقيد ميزانية الحكومة .

الجدول A1 أدناه يلخص الحل الحسابي لنموذج توازن عام لاقتصاد مفتوح به قطاعان بافتراض أن بارامتراته قد تم تقديرها مسبقاً من معطيات عملية خارجية . وقد تمت الاستعانة في بناء النموذج بأمثلة من Dinwiddy و Teal (1988) .



جدول (A1)
نموذج لاقتصاد مفتوح ذي قطاعين مع قيد عائد الحجم

أسواق السلع

الطلب	$X_1 = \frac{I}{2P_1}$	(1)
	$X_2 = \frac{I}{2P_2}$	(2)
معادلات تكلفة الوحدة	$P_1 = rk_1 + wl_1$	(3)
	$P_2 = rk_2 + wl_2$	(4)
توازن الأسواق	$X_1 = Y_1 - E$	(5)
	$X_2 = Y_2 + M$	(6)
أسواق العوامل	$k_1 = \left(\frac{w}{3r}\right)^{3/4}$	(7)

$$K_1 = k_1 Y_1 \quad (8)$$

$$k_2 = \left(\frac{w}{r}\right)^{1/2} \quad (9)$$

$$K_2 = k_2 Y_2 \quad (10)$$

$$l_1 = \left(\frac{3r}{w}\right)^{1/4} \quad (11)$$

$$L_1 = l_1 Y_1 \quad (12)$$

$$l_2 = \left(\frac{r}{w}\right)^{1/2} \quad (13)$$

$$L_2 = l_2 Y_2 \quad (14)$$

توازن الأسواق

$$K_1 + K_2 = \bar{K} \quad (15)$$

$$L_1 + L_2 = \bar{L} \quad (16)$$

دخل المستهلك

$$I = r(K_1 + K_2) + w(L_1 + L_2) \quad (17)$$

القطاع الخارجي

معادلة السعر

$$P_1 = RP_{w1} \quad (18)$$

(19) $$P_2 = RP_{w2}$$

ميزان المدفوعات (20) $$P_{w1}E - P_{w2}M = 0$$

المتغيرات الداخلية هي:

$X_1, X_2, Y_1, Y_2, K_1, K_2, L_1, L_2, k_1, k_2, l_1, l_2, P_1, P_2, w, r, l, E, M,$ *and* R.

والمتغيرات الخارجية هي:

$\bar{K}, \bar{L}, P_{w1}, P_{w2}$



دوال Cobb Douglas المستخدمة هي[207] :

$$u(X_1, X_2) = X_1^{1/2}\ X_2^{1/2}$$

and

$$Y_1\ (L_1, K_1) = L_1^{3/4}\ K_1^{1/4}$$

$$Y_2\ (L_2, K_2) = L_1^{1/2}\ K_1^{1/2}.$$

يجب علينا أن نلاحظ أنه مع نوعيات النموذج أعلاه يمكن اختبار أو تنفيذ سياسة تجريبية باستخدام الحاسوب[208] . يتم تغيير البارميترات ، بحيث تحاكي تغيرات السياسة المرغوبة ، ويتم حساب التوازن الجديد . وميزة أساسية لمثل هذه الاختبارات هي أن التكلفة ضئيلة في حالة الحاسوب بالمقارنة مع محاولة القيام بذلك فعلياً في الواقع . إن قيمة مثل هذه النماذج ، على أية حال ، يجب تحديدها بقياس مدى تماشي تنبؤاتها مع ما كان سيحدث إذا طبقت التغيرات في السياسة حقيقةً . يعني ذلك أن اختبارات الجودة والحساسية مهمة جداً في مثل هذه التجارب التحليلية .

---

(207) فيما يلي نقوم بتوصيف عمليه اشتقاق هذه المعادلات . ابتداءً بدالة منفعة من نوع Cobb Douglas، $u = x_1^{\frac{1}{2}} x_2^{\frac{1}{2}}$ ، يعظم المستهلك منفعته تحت قيد الميزانية . وباستخدام تقنية Lagrange نحصل على دوال الطلب على السلع . هذه هي المعادلات (1)،(2) في جدول A1 . أما بالنسبة لجانب الإنتاج ، فتختار المنشآت المستوى الأمثل لمدخلاتها L و K ثم بعد ذلك تحدد المستويات المثلى للإنتاج بتعظيم الربح . ومرة أخرى بافتراض دوال Cobb Dougles للإنتاج المتجانسة من الدرجة 1 ، نجد دوال الطلب المشروطة على العوامل ، المعادلات (8)، (10)، (12) و (14) . وبما أن دوال الإنتاج المتجانسة الخطية تقود إلى عدم تحديد دوال العرض ، نجد معادلات تكلفة الوحدة من حل مسائل تعظيم الربح في المعادلات (3) و (4) ، ومن ثم نقوم بتعريف دوال الطلب على الوحدة الواحدة من مدخلات العوامل (مثلاً $K_i = K_i/Y_i$) في المعادلات (7)، (9)، (11) و (13) . أما بقية معادلات النموذج فهي : شروط توازن السوق المعتادة بوجود صادرات (E) وواردات (M_i)، معطاة بالمعادلات (5) و (6) ، وشروط توازن سوق العوامل معطاة بمعادلات (15) و (16) ، ودخل المستهلك من الموارد المملوكة معطاة في (17) . وبما أن النموذج لاقتصاد مفتوح ، فالمعادلات (18)،(19) هي معادلات تعادل القوة الشرائية مع الأسعار العالمية المحددة خارجياً (P_{w1}, P_{w2}) وسعر الصرف (R) ، بينما المعادلة (20) هي معادلة ميزان المدفوعات .

(208) تقدم ورقة Dinwiddy, Teal (1988) مجموعه برمجيات حاسوب بسيطة مكتوبة في BASIC ، لمجموعة النماذج التي نوقشت في الورقة . مثلاً ، في سياق النموذج أعلاه يمكن لنا أن نوظف برنامجاً مشابهاً لها وندرس النتائج بالنسبة لقيم التوازن (مثلاً ، القيام بتمارين المقارنة الساكنة) التي تحدث من تغيرات أحجام عوامل الإنتاج ، عامل الهبات ، الأسعار العالمية ، ومعدلات الضريبة .

ملحق (B)
استعراض لبرمجيات الحاسوب لحل نماذج CGE
(أنظمة المعادلات)[209]

يوجد عدد من البرامج البديلة لحل نماذج CGE ، حقيقة ، أية برمجيات للحاسوب يمكن أن تحل نظم المعادلات وبقيود قليلة في الحجم تستطيع أن تقوم بالعمل . والبرمجيات التي سوف نعرضها هنا تضم Gemodel, Maple, Mathematica و Gams . ولن نجرؤ على القول بأن هذه القائمة شاملة . لأن هناك برمجيات أخرى وبرامج جديدة تدخل السوق . والبدائل تضم برمجيات عامة تعالج الرياضيات (مثل Gino, Mathlab ولم نقم باستعراضهما هنا بسبب أنهما يستحسن استخدامهما في التطبيقات الهندسية) . أما البرنامجان الأخيران اللذان ذكرناهما في قائمة البرامج أعلاه (Gemodel و Gams) فقد فصلا خصيصاً لنماذج CGE ، حلاً ، وتفسيراً ومعالجة . أما الثلاثة الأخرى فهي برامج عامة لمعالجة التحليل الرياضي والتي يظهر أنها مناسبة لاستيفاء حاجة تمارين النمذجة في المعهد العربي للتخطيط بالكويت API (ويجب كتابة برامج لنماذج بعينها في بعض هذه البرمجيات) وأيضاً لأغراض التعليم والتدريب في المعهد .

وإنه لمن الجدير أن نلاحظ منذ البداية أن كل الحزم المذكورة أعلاه غالباً متساوية القوة في حل نظم المعادلات . وحسب ادعاء الناشرين ، فإن حجم وعدد المعادلات المسموح بها في هذه البرامج عموماً محكومة بحجم الذاكرة والمقدرات المتعلقة بأجهزة نظم الحاسوب المتاحة للباحث . مثال ، أشار ناشر Mathematica و Mathcad بأن البرنامجين يستخدمان معاً لحل نظم المعادلات التي تصل حوالي 2000 معادلة .

---

(209) يعتمد هذا العرض على المعلومات التي حصلنا عليها من ناشر أحزمة برمجيات ، ومجلات الحاسوب ومحادثات جرت مع خبراء مستخدمين لهذه البرمجيات . ونسبة للقصور المالي لم نحاول نشر أي من أحزمة هذه البرامج .

Mathematica (نسخة 2.2 أو أعلى) :

Mathematica هي حزمة برمجيات تعالج التطبيقات الرياضية والعلمية. وتستطيع أن تتناول الحسابات الرقمية، والرمزية، والرسوم. إضافة لذلك، يمكن استخدامها لحلول الحسابات الرقمية والرمزية والرسوم بطريقة إدخال المعادلة و / أو طرح السؤال وتقوم بطباعة الإجابات. بدلاً عن ذلك، يمكن للباحث تصميم برنامجه الخاص لحل المسائل. كما يمكن أيضاً استخدام Mathematica كبيئة للنمذجة لتحليل البيانات. إضافة لذلك، يمكن استخدامها كأداة للتدريب، خاصة في الكورسات التي تضم المعالجات الرياضية. على سبيل المثال، في كورس الرياضيات (مثل الجبر، التفاضل ... إلخ) حيث تستطيع أداء كل المعالجات. مثال آخر، يمكن استخدامها في الكورسات التي تضم التحليل الإحصائي حيث يظهر أن مقدراتها لا نهائية[210]. مثال ثالث لاستخدام Mathematica في كورسات التمويل والاقتصاد النقدي. مرة أخرى مقدراتها لا نهائية ويضم مجالها الاستثمار، وحافظات الاستثمار، وتحليل البيانات، إلى تصميمات الاستراتيجية. مثال رابع وأخير عن استخدامها في كورسات الاقتصاد الجزئي والاقتصاد الرياضي، حيث مرة أخرى أن مجالها واسعٌ جداً. ويمكن استخدامها في تطبيق الأمثلية Optimization لحل نماذج التوازن العام، ولحل مسائل نظريات الألعاب التعاونية وغير التعاونية (cooperative and noncooperative games) من ضمن تطبيقات أخرى كثيرة.

تستخدم Mathematica في كثير من مجالات التساؤل العلمي بما فيها علوم الحياة، الفيزياء والرياضيات والهندسة وإدارة الأعمال. ويعني ذلك أن تعلمها يزيد من احتمال استخدامها في مجالات واسعة ولمجموعة من التطبيقات. ويمثل ذلك أفضل دليل على قوتها حقيقة.

إن أكثر من خمسين كتاباً قد صدرت عن استخداماتها الممكنة في مختلف المجالات في خمسة السنوات الماضية، إضافة إلى حقيقة أن لها لغتها البرمجية الخاصة، مما يوسع تطبيقها بدرجة كبيرة. إنها أداة تفاعلية يمكن تشغيلها وأيضاً متاحة على أكثر من عشرين نظاماً بما في ذلك Dos MS, Windows و Macintosh. على أية حال، لكي تعمل بكفاءة فإنها تفترض

---

(210) على سبيل المثال، حزم السلاسل الزمنية لها المقدرة على خلق وتحليل النماذج والتنبؤ بالسلاسل الزمنية. ولنعطي فكرة موجزة عن العمل الذي تقوم به، نذكر بعض مقدراتها. فهي تستطيع معالجة نماذج السلاسل الزمنية الساكنة وغير الساكنة وذات المتغير الواحد أو المتغيرين. ومن بين أشياء أخرى يمكن أن تجري الفلترة الخطية، التفاصل، التقدير، إيجاد البواقي، التمهيد الطيفي للنماذج ... إلخ.

متطلبات نظم وذاكرة بمستوى معالج 386 أو معالج أعلى ، Windows 3.0 أو ما بعد ذلك ، Ms Dos 3.0 أو ما بعد ذلك 12 ميجابايت لمساحة Disc وعلى الأقل 6 ميجابايت للذاكرة .

Mathematica كثير التكاليف ، وللترخيص يستطيع API شراء البرمجيات لأي من حاسوباته وسوف يكلف ذلك تقريباً من 10 إلى 15 ألف دولار مع تكلفة إضافية لحزم البرمجيات (بالتقريب 300-500 دولار) وربما مصاريف سنوية محتملة . ولمزيد من المعلومات عن Mathematica وأدواته المتعلقة به وأحزمته المتاحة من خلال Math source ، المصدر الإلكتروني عن مواد Mathematica وعنوانه الإلكتروني هو Mathsource @ wri.com وأيضاً يمكن الحصول عليه من خلال العنوان البريدي من : Tel: 800-441-6284- Champaign, 1L.,- Wolfram Researchinc.,

Maple (نسخة 3.0) :

Maple من أبرز المنافسين لـ Mathematica ويستطيع معالجة غالباً كل الأشياء التي يقوم بها Mathematica ، بالرموز ، والأرقام والرسوم . وميزته على Mathematica تضم حقيقة أنه أرخص ويفرض متطلبات نظم أقل ؛ على كل حال أكثر الخبراء يعتبرون Mathematica أكثر قوة وأداة ممتازة .

يمكن أن يعمل Maple على أربعة ميجابايت من الـ RAM ، عندما يستخدم لأغراض التدريب (مثال ، في الرياضيات ، الاقتصاد أو أي كورسات أخرى) . وربما يتطلب أكثر من ذلك عندما يستخدم لتطبيقات مثل حل نماذج CGE بعدد كبير من المعادلات . بالرغم من أنه من الصعوبة تحديد التعقيدات التي قد تحدث ، يمكننا القول أنها تزداد مع زيادة عدد المعادلات في النموذج . وتكلفته لمعظم برامج الحاسوب تصل إلى 795 دولاراً للحزمة الواحدة ، ولكننا لم نحصل على أي معلومات بخصوص الترخيص . لمزيد من المعلومات يمكن الاتصال بـ :

Tel: 800-267-6583- Waterloo, Ontario, Canada- Waterloo Maple Software,.

Mathcad (نسخة 5.0) :

Mathcad هي أداة أخرى يمكن استخدامها في عمل التطبيقات الرياضية ومعالجتها . وتدمج النصوص ، الرياضيات ، والرسوم وبالتالي فهي تفاعلية جداً . بالرغم من ذلك ، فإنها تسمح بمعالجة رمزية محدودة مقارنة مع الحزمتين اللتين ناقشناهما أعلاه . وأيضاً ، إنها ليست بقوتهما نفسها . لكن على أية حال ، فهي أقل سعراً منهما (حوالي 495 دولاراً للحزمة الواحدة مع احتمال تخفيض للمؤسسات التعليمية) .

وطالما أن نماذج CGE هي مكان اهتمامنا هنا ، فإن قيود الحجم وعدد المعادلات في النموذج تعتمد على ، كما هو الحال في الحزمتين الاثنتين أعلاه ، حجم الذاكرة . وقد ذكر الناشر بأن هذا البرنامج قد استخدمه حالياً أحد الزبائن لحل نظام يحتوي على حوالي 200 معادلة . لمزيد من المعلومات عن Mathcad يمكن الاتصال بـ :

Tel: 1-800-628-4223- Cambridge, MA.,- Mathsoft Inc.,

GE Model (نسخة 3.0) :

GE Model حزمة برمجيات صمم لحل ومعالجة نماذج CGE ، وقصد منه الاستخدام في المحاكاة لنماذج قطر وعدد من الأقطار صغيرة الاقتصادات حيث الحلول الرقمية للنماذج الخطية وغير الخطية يمكن الحصول عليها واستخدامها لتحليل السياسات . ويعتمد اعتماداً كلياً في تشغيله على قائمة الأوامر وبذلك يعتبر صديقاً للمستخدم .

توصيفات GE Model تسمح بمدى واسع لتوصيفات النموذج ، وبالتالي تعتبر قوية جداً في محاكاة الاقتصاد الجزئي ومن ناحية الإنتاج تستطيع أن تستخدم المرونة الثابتة CES ودوال Cobb Douglas لعاملين أو ثلاثة عوامل مع العلاقة الصناعية المتداخلة ومتغيرات عائدات الحجم ، وذلك لاثنين أو ثلاثة قطاعات صناعية . ومن جانب الاستهلاك تستخدم المرونة الثابتة للإحلال لدوال المنفعة لاشتقاق عرض العمل والطلب على السلع ، مع السماح لحوالي تسع عشرة طبقة من الأسر . وفي قطاع الزراعة تسمح لتدفقات رأس المال العالمي ، وتسمح لأنواع مختلفة من الضرائب والتحويلات التي تضم العوامل ، السلع ، الاستيراد ، وضريبة الدخل حيث عائد الضرائب يمكن تحويله إلى الأسر أو الحكومة .

GE Model صمم خصيصاً للاستخدام في دراسة الاقتصاد على المستوى الجامعي وفوق الجامعي . على أية حال ، فإنه يمكن أن يستخدم أيضاً لنمذجة التمارين في الحالات التي تحتوي على مستويات عالية من التجميع (إلى حوالي ثلاثة قطاعات صناعية وتسع عشرة طبقة من الأسر) والتقنيات المعقولة التعقيد .

ومن تنوعات هذه البرمجيات ، GE Model. USA وهو يعمل بقائمة أوامر ، يحتوي على نماذج GE للاقتصاد الأمريكي ، ويسمح غالباً لكل أوجه النمذجة ، بإدخال البيانات ، إلى حل النموذج ، ويعطي مدى واسعاً لتوصيفات النموذج أكثر من تلك الموجودة في GE Model (نسخة 3.0) . بجانب البدائل الإضافية للصيغ الدالية كما أنه يسمح أيضاً بنمذجة الاستثمار ، الادخار والتكلفة الرأسمالية للمستخدم . هذا النموذج يمكن استخدامه لنمذجة أي بلد طالما أن البيانات متاحة . ولكن له عيباً واحداً ، بينما يستطيع الشخص تحويل عدد كبير

من الافتراضات ، والبارامترات ، وتعديل مستوى التجميع ، واختيار غلق النموذج . لكنه ليس من الممكن تغير نظام المعادلة الموصفة لكل قطاع . يأتي GE Model. USA بنسختين واحدة أكاديمية والأخرى مهنية ، النسخة الأكاديمية تعالج النموذج الساكن الذي يسمح إلى حوالي 16 قطاعاً صناعياً ، 16 تصنيفاً للاستهلاك ، ولمستويين في الحكومة ، بينما النسخة المهنية للنموذج الديناميكي الذي يسمح إلى 30 قطاعاً ، 30 تصنيفاً للاستهلاك ، 30 مجموعة من الأسر . وأحد الفروق الأساسية بين النسختين لـ GE Model. USA هو السعر .

النسخة الأكاديمية يصل سعرها إلى 2.200 دولار بينما المهنية 8.100 دولار . أخيراً ، فإن الطلبات لكل نسخ GE Model محدودة جداً حسب معدات الكمبيوتر المتاحة بالمعهد العربي للتخطيط . لمزيد من المعلومات يمكن الاتصال بـ :

DIA Inc,.

1879 King sdale Ave.,

Ottawa, Ontario, Kit 1Ha

CANADA

Fax: 613-731-4082

: GAMS (General Algebraic Moddeling System)

هذه الحزمة من البرمجيات مصممة لتركيب وحل النماذج الرياضية المعقدة ذات الحجم والنطاق الواسعين . وقد تم تطويرها بواسطة وحدة النمذجة الاقتصادية بالبنك الدولي وتحت رعايته وكنتاج للطلب الشديد المتزايد لمثل هذه البرمجيات . وبالرغم من أن العديد من الباحثين يعتبرون هذه الحزمة قوية في مدى إمكانياتها إلا أن العديد منهم يعتبرها محدودة المرونة (user unfriendly) . وذلك نظراً لأن أحد مساوئها يكمن في كونها تصبح أكثر محدودية كلما زاد حجم النموذج (عدا المعادلات) ، علماً بأن هذه المحدودية والتي تؤثر على الزمن المطلوب لحل النموذج بصورة مباشرة تقل مع الزيادة في مستوى جودة وإمكانيات جهاز الكمبيوتر المستخدم . لمزيد من المعلومات يمكن الاتصال بـ :

GAMS Development corp.,

1217 Potomac ST.,

NW Washington DS 20007

U.S.A

Fax: 202-342-0181

الخاتمة :

بناءً على ما تقدم في هذه المراجعة للبرمجيات المذكورة أعلاه، يوصي الباحث بضرورة اقتناء GE Model (GE Model. USA- Professional Version) ما أمكن ذلك لأغراض تشغيل ومتابعة نماذج التوازن العام ضمن مشروعات المعهد. وكما يوصي الباحث باقتناء **Mathematica** لأغراض التدريب والبحث الأخرى.





المراجع

Decaluwe, Bernard and Martens, Andre (1988).

CGE Modelling and Developing Economies: A Concise Empirical Survey of 73 Applications to 26 Countries. Journal of Policy Modelling 10 (4), 529-568.

de Melo, Jaime (1988).

Computable General Equilibrium Models for Trade Policy Analysis in Developing Countries Asurvey Journal of Policy Modelling 10 (4), 469-503.

-----------and Tarr, David (1992).

A General Equilibrium Analysis of U. S. Foreign Trade Policy. Cambridge, Mass.: The MIT Press, 1992.

Dinwiddy, C. L. & F. J. Teal (1988).

The Two-Sector General Equilibrium Model: A New Approach. New York: St. Martin's Press.

Eatwell, John; Murray Milgate; and Peter Newman (eds.) (1989).

The New Palgrave: General Equilibrium, London: The MacMillan Press Ltd.

Eckaus, Richard S., et al.

Multisector General Equilibrium Policy Model for Egypt. Cairo: Cairo University-Development Research and Technological Planning Center (DRTPC).

Fargeix, André and Sadoulet, Elisabeth (1989).

A Financial Computable General Equilibrium Model for the analysis of Ecuador's Stabilization Programs, Berkeley, California: University of California.

Harris, Richard (1984).

Applied General Equilibrium Analysis of Small Open Economies with Scale Economies and Imperfect Competition. American Economic Review 74, (December) 1016-32.

Harrison, Glenn W., et al. (1993).

How Robust is Applied General Equilibrium Analysis. Journal of Policy Modelling 15 (1), 99-115.

Janvry, Alain de and Sadoulet, Elisabeth (1987).

Agricultural Price Policy in General Equilibrium Models: Results and Comparisons. American Journal of Agricultural Economics 69 (2), May.

Johansen, Leif (1960).

A Multi-Sectoral Study of Economic Growth. Amsterdam: North-Holland.

Jorgenson, Dale W. (1984).

Econometric Methods for Applied General Equilibrium Analysis, in Herbert E. Scarf and John B. Shoven (eds.). Applied General Equilibrium Analysis (pp.139-203). Cambridge: Cambridge University Press.

Al Kawaz, Ahmed (1994).

A Survey of Arab Macroeconomic Models for Policy Evaluation. Kuwait: The Arab Planning Institute (In Arabic).

Khorshid, M. (1986).

National Accounts and the Social Accounting Matrix Analyzing the Structure of the Kuwait Economy. Finance and Industry 7, 41-86. (In Arabic).

Lewis, Jeffrey D. (1992).

Financial Repression and Liberalization in a General Equilibrium Model with Financial Markets. Journal of Policy Modelling 14 (2), 135-166.

Lofgren, Hans (1992).

Computable General Equilibrium Models for Egypt: A Critical Review. Cairo: American University in Cairo, Department of Economics and Political Science.

Mas-Colell, A. (1985).

The Theory of General Economic Equilibrium, a Differentiable Approach. Cambridge:

Cambridge University Press.

Pereira, Alfredo M. and Shoven, John B. (1988).

Survey of Dynamic Computational General Equilibrium Models for Tax Policy Evaluation. Journal of Policy Modelling 10 (3), 401-436.

Powell, Allan A. and Snape, Richard H. (1993).

The Contribution of Applied General Equilibrium Analysis to Policy Reform in Australia. Journal of Policy Modelling 15 (4), 393-414.

Pyatt, Graham (1988).

A SAM Approach to Modelling. Journal of Policy Modelling 10 (3), 327-352.

Pyatt, Graham and Round, Jeffery I. (1979).

Accounting and Fixed Price Multipliers in a Social Accounting Matrix Framework. The Economic Journal 89 (December), 850-873.

Robinson, Sherman (1989).

Multisectoral Models, in H. Chenery and T. N. Srinivasan (eds.). Handbook of Development Economics, Vol.II (ch.18). North-Holland: Elsevier Science Publishers.

Scarf, Herbert E. (1989).

Computation of General Equilibria, in John Eatwell, Murray Milgate; and Peter Newman (eds.). The New Palgrave: General Equilibrium, (pp.84-97). London: The Macmillan Press Ltd.

Shoven, J. B. and John Whalley (1984).

Applied General-Equilibrium Models of Taxation and International Trade: An Introduction and Survey. Journal of Economic Literature XXII (September), 1007-1051.

Smale, Steve (1989).

Global Analysis in Economic Theory, in John Eatwell; Murray Milgate; and Peter Newman (eds.). The New Palgrave: General Equilibrium (pp.162-166). London: The Macmillan Press Ltd.

Srinivasan, T. N. & John Whalley (eds). (1986).

General Equilibrium Trade Policy Modelling. Cambridge, Mass.: The MIT Press.

Taylor, Lance (ed.) (1990).

Socially Relevant Policy Analysis: Structuralist Computable General Equilibrium Models for the Developing World. Cambridge, Mass.: MIT Press.



الجـزء الثالث

نماذج المدخلات والمخرجات ودورها في السياسات الاقتصادية والتنبؤ

تأليف
الدكتور كمال فيلد



نماذج المدخلات والمخرجات ودورها في السياسات الاقتصادية والتنبؤ[211]

1.مقدمة :

تعتبر نماذج المدخلات المخرجات أداة متعددة الجوانب، ولها تطبيقات ميدانية ونظرية كثيرة. يمثل التطبيق الأساسي لها بوجه عام الوصول إلى اتساق في تخصيص الموارد على القطاعات الاقتصادية المتعددة. وسيناقش هذا الجزء التطور التاريخي وأوجه القصور في نموذج ليونتيف (Leontief).

يرجع أول نموذج للمدخلات والمخرجات إلى Francois Quesnay (1694-1774) حيث قدم نظاماً مبسطاً مبنياً على تقسيم المجتمع إلى ثلاث طبقات اجتماعية، وبين كيف يتم دوران السلع في هذا المجتمع من طبقة إلى أخرى. ثم جاء Karl Marx (1818-1883) ليضع نظاماً للإنتاج كشف من خلاله عن الطبيعة الاستغلالية في المجتمع الرأسمالي. تضمن نموذج ماركس ثلاثة قطاعات هي: وسائل إنتاج السلع المنتجة، السلع الأجرية، السلع الكمالية. وبالرغم من أن كويزني وماركس قد تعرفا على أهمية تدفق الإنتاج بين الصناعات، إلا أنهما فشلا في إدخال الخصائص التكنولوجية للإنتاج.

بعدهما أفلح Leon Walras (1834-1910) في إدخال الخصائص التكنولوجية للإنتاج والتي تسمى «معاملات الإنتاج»، وبذلك كانت مساهمة لظهور نموذج ليونتيف للمدخلات والمخرجات. (انظر Samuelson, Dorfaman و Solow (1958)).

وقد بين Pasinetti في عام 1977 أن معظم التطورات في مجال تحليل الروابط بين

---

(211) كتب هذا التقرير التمهيدي لأولئك الذين يرغبون باستخدام جداول المدخلات ــ المخرجات للتقدير ولتصميم صياغة السياسات الاقتصادية. وقد كتب بالاستناد إلى آخر الأدبيات المنشورة حول هذا الموضوع. وبالرغم من صعوبة كتاب ليغطي جميع المواد التي تمت مناقشتها في هذا التقرير، إلا أن Miller و Blair (1982) و Bulmer- Thomas (1982) ككتاب تمهيدي بالنسبة للأول وككتاب متقدم بالنسبة للثاني يمكن أن يؤديا بعضاً من الغرض.

الصناعات قد جاءت من اثنين من الاقتصاديين هما Leontief و Pier Sarafa ، حيث عمل ليونتيف على بناء هيكل الاقتصاد الأمريكي في الفترة 1919-1929 وطبع هذا العمل في عام 1941 ، أما سرافا فقد تركز عمله على تطوير نموذج اقتصادي نظري يدعى « إنتاج السلع بواسطة السلع » والذي لم يطبع قبل عام 1960 .

لقد قبل Leontief فرضية Walras بمعاملات ثابتة وبمرونة إحلال مساوية للصفر . وتجاهل أيضاً أثر الأسعار على تركيبة طلبّ المستهلك وعلى مشتريات السلع الوسيطة وكذلك على عرض العمل . وقد تم تجميع وتصنيف السلع أو القطاعات في نموذج ليونتيف طبقاً لمعايير محددة ، قادت في النهاية إلى تركيب أول نموذج توازن عام .

2. نموذج المدخلات والمخرجات :

سيتم في هذا الجزء مناقشة كل من النماذج الساكنة والمتحركة .

1.2 النموذج الساكن للمدخلات والمخرجات :

يعتبر نموذج ليونتيف للمدخلات المخرجات واحداً من أهم النماذج الاقتصادية في عصرنا الحالي . حيث انتشر تحليل المستخدم المنتج بشكل متسارع في جميع أنحاء المعمورة واستخدم كأداة للتحليل في جميع الدول المتقدمة منها والمتخلفة (أو الأقل نمواً) ، كما استخدم في كل من الدول المعتمدة على التخطيط المركزي وكذلك في الدول المعتمدة على آليات السوق في تخصيص الموارد . من أبرز مميزات نموذج ليونتيف الكشفُ عن مشكلة عنق الزجاجة (المأزق) الذي قد يحدث عند توزيع الموارد بين النشاطات الإنتاجية .

ويمكن التعبير عن نموذج المستخدم المنتج كما يلي :

$$X = AX + f \qquad (2.1)$$

حيث أن X هو موجه مجموع الإنتاج ، A عبارة عن مصفوفة (مربعة) لمعاملات الإنتاج الفنية (حيث يشير كل عنصر من عناصر هذه المصفوفة (aij) إلى المدخلات المطلوبة من قطاع i لإنتاج وحدة واحدة من قطاع j) أما f فهو موجه الطلب النهائي (الاستهلاك) .

بنى ليونتيف نموذجه على أساس الافتراضات التالية :

1. افتراض ثبات المعاملات الفنية للإنتاج ، وهذا يستلزم عائداً ثابتاً (حسب قانون الغلة الثابتة) ومعامل إحلال المدخلات مساوياً للصفر . هذا الافتراض يجد تبريره في حالة وجود عامل إنتاجي أولي بمفرده ، أما في حالة وجود أكثر من عامل أولي ، فإن افتراض

ثبات المعامل ليس صحيحاً . ومع ذلك فإن ليونتيف يعتبر فرضية ثبات المعاملات عبارة عن تقريب للحقيقة قد يخدم أغراض هذا النموذج[212] .

2. أن الأسعار تحدد بواسطة السوق ، وهي تساوي متوسط التكلفة .
3. أن الطلب يساوي العرض ، لذا فإن أي مخزون يجب تضمينه من خلال الطلب النهائي .
4. افتراض أن الاقتصاد سيكون في مرحلة التوازن على المدى الطويل وذلك لغرض بناء النموذج الساكن .

ويستخدم هذا النموذج في تحديد مستوى الإنتاج (X) لمستوى معطى من الطلب (f) وذلك باستعمال معكوس مصفوفة ليونتيف $(I-A)^{-1}$ وذلك بالصيغة التالية :

$$X = (I-A)^{-1}$$

وسنجد لاحقاً أن دقة التخمين أو التوقع لمجموع الإنتاج تعتمد بشكل كبير على دقة تحديد مصفوفة التقنية (A) . وأن الشرط الكافي والضروري للحصول على صافي إنتاج موجب في النظام الاقتصادي المذكور أعلاه يتطلب أن تكون قيمة المحدد (I-A) موجبة . وهذا الشرط معروف في الأدبيات الاقتصادية باسم « شرط Hawkin-Simon » .

2.2 النموذج المتحرك للمدخلات المخرجات :

إن النموذج الثابت للمدخلات والمخرجات يحدد العلاقات المتبادلة (الاعتماد المتبادل) للقطاعات الاقتصادية في فترة معينة . فقد قام ليونتيف في عام 1953 بتطوير نموذج متحرك للمدخلات والمخرجات يتضمن عنصر الوقت ومعاملة النشاط الاستثماري كأحد المتغيرات الداخلية للنموذج .

في الجزء السابق ، تشير مصفوفة المعاملات الفنية A إلى تدفق السلع بين القطاعات كما تشير إلى مشتريات واحتياجات الإنتاج الجاري (لفترة معينة) . إلا أن بعض المدخلات تخدم أكثر من فترة إنتاج واحدة (مثال ذلك السلع الرأسمالية) . لذلك يجب عدم معاملة التكوين الرأسمالي على أنه جزء من الطلب النهائي ، ولكن كوسيلة من وسائل زيادة الإنتاجية في المستقبل . (انظر Manne 1974) . لا شك أن هذا النموذج أكثر مناسبة للدول المنتجة للسلع الرأسمالية المتقدمة ، ويتطلب النموذج تركيب « مصفوفة رأس المال » B ، حيث عناصرها

---

(212) يناقش Samuelson (1958) ، بأنه حتى لو استبدلنا الافتراض الذي يقول بنشاط إنتاجي واحد بعدد من الأنشطة ، فإنه سيكون هناك تقنية إنتاجية واحدة فقط بغض النظر عن حجم فاتورة الاستهلاك النهائي التي يرغب في دفعها . وهذه الحالة معروفة فيما يسمى « نظرية عدم الإحلال » (Theory of non-substitution) والتي تستند إلى الافتراضات التالية : إنتاج غير مشترك ، عائد إنتاج ثابت ، ونشاط أولي واحد فقط .

bij تشير إلى كمية من i المعدات الرأسمالية المطلوبة من قبل قطاع j. فتصبح معادلة المستخدم ـــ المنتج للقطاع (i) في الفترة (t) كما يلي :

$$X_{tj} = \Sigma_j a_{ij} X_j + \Sigma_j b_{ij}(X_{jt+1} - X_{jt}) + f_i$$

أو على هيئة مصفوفية

$$X_t = A(t)X(t) + B(X(t+1) - X(t) + f(t)$$

وإذا ما كانت المصفوفتان A و B ثابتتين خلال الفترتين المتتاليتين ، فإن :

$$Xt = AX(t) + BX(t+1) - BX(t) + f(t)$$

ولو كان X(0) معروفاً فإنه يمكن إيجاد X(1) من المعادلة التالية :

$$X(1) = (1 + B^{-1}(1 - A))X(0 - B^{-1}f(0)$$

ولـ X(2) ، حيث X(1) معروفة

$$X(1) = (1 + B^{-1}(1 - A))X(1) - B^{-1}f(1)$$

ولمثل نظام كهذا فقد أعطى Taylor في عام 1975 الحل العام التالي :

$$X(t) = \left[1 + B^{-1}(1 - A)\right]^{t} X(0) + X^{*}(t)$$

حيث أن الحد الأول من الجانب الأيمن هو المعادلة المتجانسة بينما الحد الثاني هو حل استثنائي (بولمر ـــ توماس 1982) .

وهناك مشاكل فنية هامة لإيجاد حل مقبول للنسخة المعدلة المتحركة من نموذج المدخلات المخرجات ، (انظر 1969, Chakravarty) . لقد طور نموذج المستخدم المنتج بأشكال وطرق متعددة ، ولكن غالبية هذه التطويرات تبقى قريبة نسبياً من سابقاتها من نماذج المستخدم المنتج ، مع إضافة ميزات مثل وجود فترات الإبطاء والمقيدات على الاستثمار الكلي والعمالة والميزان التجاري . إن نموذجاً بتقليد كهذا حيث لا يقصد تضمينه الأسعار ، إذ يتجه إلى أن يبقى في إطار المستخدم المنتج ، ولكن يقصد به أبعد من أن يكون نموذجاً لاشتقاق الطلب ، حيث أن الطلب النهائي هو متغير خارجي لنماذج تجسد قيوداً مختلفة على العرض في الوقت نفسه . وقد استخدمت مثل هذه النماذج من قبل أجهزة التخطيط في العديد من الدول النامية . وقد تم إحداث بعض التغيرات أو التطورات الحديثة على النماذج

المتحركة من أجل تجسيد بعض القيود الكلية في إطار غير خطي، ولكن مع الإبقاء على تجنب الأخذ بالأسعار بعين الاعتبار.

وقد تم تطبيق نموذج المستخدم ـــ المنتج في العديد من القضايا الهامة، مثال ذلك:

ـــ أثر القانون البيئي على المدى الطويل على النمو الاقتصادي في أمريكا (1974 Carter).

ـــ الآثار الاقتصادية للأتمتة على الولايات المتحدة الأمريكية (ليونتيف ودوكن 1986).

ـــ النماذج المتحركة التي تم تطبيقها في كل من كوريا وتركيا بتجسيد القيود غير الخطية على كل من الاستثمار التراكمي وتدفقات رؤوس الأموال الأجنبية، (انظر ,Robinson Kubo, Perrella (1986) Urata وآخرون 1988) الذين قاموا بتطوير نموذج السعر لدراسة التضخم[213].

3. أوجه القصور في نموذج المستخدم ـــ المنتج:

بالرغم من أن فكرة تركيب نموذج مستخدم ـــ منتج لاقتصاد دولة ما تعتبر مغرية جداً، إلا أن ملاءمة هذا النموذج لأغراض متعددة تثير العديد من التساؤلات من وجهات النظر التالية:

1. يتطلب تركيب النموذج تقسيم وتصنيف منشآت الاقتصاد الوطني إلى عدد من الصناعات كل منها ينتج منتجاً واحداً كما تستخدم كل منها تقنيات متشابهة أو متطابقة. ومن الصعوبة بمكان الوفاء بهذا الشرط في الحياة العملية. إن من قواعد تجميع وتصنيف المنشآت ضمن صناعة واحدة يتطلب الوفاء بأحد الشروط التالية:
ـــ أن يكون الإحلال تاماً بين هذه المنتجات في الاستعمال.
ـــ أن تستخدم مدخلات هذه السلع بالنسب نفسها.
ـــ أن تستخدم المنتجات أو تنتج بالنسب نفسها.

وفي الحياة العملية فإن هذه الشروط غير مستوفاة، حيث يتم تصنيف الصناعات بواسطة الأجهزة الإحصائية لأغراض موضوعة لديها. وفي كثير من الأحيان فإن الصناعة الواحدة تتكون من عدد من المصانع أو المنشآت ينتج بعضها كثيراً من المنتجات، ولكن النشاط الرئيسي في المنشأة عادة هو الذي يحدد الصناعة التي يقع فيها أو تنتمي إليها هذه المنشأة.

2. إن فرضية دالة الإنتاج الخطية لصناعة ما يمكن تسويغها أو تبريرها لبعض المنشآت في

(213) لمصادر أكثر عن تطبيق نماذج مستخدم ـــ منتج، انظر 1989 Robinson.

صناعات تبدي تناقصاً في إيراداتها وفي صناعات أخرى تبدي زيادة في هذه الإيرادات .

3. إن افتراض أن المعاملات الفنية ثابتة يعتبر مثاراً للتساؤلات للأسباب التالية :

(أ) في الحياة العملية تتكون كل صناعة من عدد من المنشآت التي ينتج كل منها منتجات كثيرة مختلفة ، مع اختلاف في تركيبة المدخلات ونسبها . لذلك فإن أي تغير في المزيج الصناعي (مزيج الإنتاج) سينتج عنه تغير في متوسط المعاملات الفنية .

(ب) إن الدلائل الرقمية تشير إلى أن التغير في أسعار المدخلات سينتج عنه تغير في مزيج المدخلات ، ويعتمد مدى هذا التغير على قيمة الاختلاف في السعر وعلى جدوى التعديل في تركيبة المدخلات .

4. إن العلاقة بين المنتج والمستخدم هي علاقة عشوائية (حيث إن خليطاً وحيداً من المدخلات ليس بالضرورة أن يعطي منتجاً أوحد) وليست حتمية كما في تصنيف ليونتيف .

5. إن الوقت الفاصل بين جمع البيانات اللازمة للنموذج وتركيب النموذج ، كبير ، بحيث قد تحدث فيه الكثير من التغيرات . واستخدام هذه البيانات للتحليل الاقتصادي أو في التخطيط يعتبر مثاراً للتساؤل حول مدى صدقيتها مع مرور الزمن .

إن كلاً من النقاط المذكورة أعلاه تعتبر مصدراً من مصادر الخطأ في تركيب جداول المستخدم ـــ المنتج . ومن أجل التغلب على هذه المشكلات فقد اقترح فيلد في عام (1985) اشتقاق المعاملات الفنية بعد تقدير وتفصيل دالة إنتاج مرنة لكل قطاع .

وبالرغم من كل أوجه القصور المذكورة أعلاه ، فقد قامت العديد من الدول بتركيب جداول المستخدم المنتج ، وسيتم التطرق في الجزء التالي إلى المميزات التي يتميز بها نموذج المستخدم ـــ المنتج كأداة للتحليل .

4. نموذج المستخدم ـــ المنتج والأقطار الأقل نمواً :

هناك تطبيقات مفيدة وهامة لنموذج المستخدم المنتج في الدول الأقل نمواً ، وسنتعرض لبعض هذه التطبيقات في الفصول أو الأجزاء اللاحقة . ومن أجل تسليط الضوء على المميزات التي تميز هذه النماذج في هذه الدول المعنية عن مثيلاتها من النماذج الأخرى ، فسوف تعقد مقارنة بين نموذج المدخلات والمخرجات وبين نموذج اقتصادي كلي لمعرفة قدرة نموذج المدخلات والمخرجات على الوصول إلى أهداف السياسات الاقتصادية بالدول النامية .

تتضمن أهداف السياسة الاقتصادية في الدول الأقل نمواً : تحسين الأداء

الاقتصادي، توزيعاً متساوياً للدخل وتكيفاً على المدى القصير. إن استعمال النماذج الاقتصادية الكلية للتعامل مع مشكلة النمو في السابق قد تم مواجهتها بتنفيذ نماذج Harrod-Domar (انظر Taylor 1979) . أما قضية التوزيع المتساوي للدخل فهي أبعد أو أكثر بعداً مما هو موجود في النماذج الاقتصادية الكلية من تبسيط، حيث أنها تستخدم المعلومات المجمعة. أما الاستقرار على المدى القصير فيمكن معالجته أو الوصول إليه بتضمين السوق النقدية في النماذج الاقتصادية القياسية. وبشكل عام فإنه يمكن وصف النماذج الاقتصادية بتجميع المنتجات السوقية بقطاع أو قطاعين ويتم ربط هذه المنتجات بعامل السوق بطريقة مبسطة. وفي بعض النماذج فإنه يتم دمج وتوحيد السوقين مع أسواق النقود والسندات. ومن هنا فإن الضعف الأساسي في هذه النماذج يتأتى من خلال عملية توحيد الأسواق النقدية. إن استخدام نماذج لقطاع واحد أو قطاعين قد أقحمت بعض الفرضيات حول حركة الموارد وآثار الأسعار النسبية. وقد بين عدد من الاقتصاديين أن النتائج المنبثقة من استعمال نموذج لقطاع واحد تتغير عند إدخال قطاعين أو أكثر في النموذج.

ومن أجل دراسة الأداء الاقتصادي فإن نموذج المستخدم المنتج يمكن استعماله للتأكد من مدى التعويل على الحسابات القومية، كما يمكن استعماله أيضاً لتحديد أو لتشخيص عنق الزجاجة للمشكلة. تعاني الأقطار الأقل نمواً في المدى القصير من مآزق قطاعية وعلى الأخص في جانب العرض، وهذه التدقيقات أو الاختبارات تمنع من حالات عدم الاتساق على المديين القصير والطويل. ويمكن لنموذج المستخدم ـــ المنتج أن يعطي معلومات تفصيلية عن المدخلات المطلوبة (المباشرة وغير المباشرة) للإنتاج لمستوى معطى من الطلب. وهذا التشخيص لا يمكن الوصول إليه على المستوى القطاعي من خلال نموذج اقتصادي كلي، حيث أن هذا النوع من النماذج يفترض التجانس لمدى واسع من الإنتاج.

إن تمويل التنمية الاقتصادية يعتمد إلى حد كبير على مدى توفر العملة الأجنبية، ويمكن استعمال نموذج المستخدم ـــ المنتج في تحليل كثافة الاستيراد لبرنامج « تصنيع إحلال الواردات » . وهذا النوع من البحث والتحري سيساعد المخطط على تحديد القطاع الذي يساعد على توفير العملة الأجنبية وبالتالي يقلص من مشكلة نقص هذه العملة الأجنبية.

ويمكن الوصول إلى مقياس للكفاءة الصناعية من خلال مقارنة الأسعار المحتسبة للمستخدم ـــ المنتج مع الأسعار الحقيقية، وتعمل هذه المقارنة على تحديد القطاعات التي تخلق ربحاً أعلى من **متوسط الربح**. كما يمكن استخدام نموذج الأسعار للمستخدم/المنتج لدراسة العملية التضخمية.

وهناك قضية أخرى هامة وهي مشكلة توزيع الدخل. حيث أن النمو في الدخل يظهر

موزعاً بشكل متفاوت، ويعتبر هذا النمو مخيباً للآمال إذا ما قاد إلى إفقار أكثر للجماعات السكانية الفقيرة، وإذا ما قاد إلى خفض نسبة الرفاه العام. وعليه يتطلب سياسة اقتصادية تعتمد على نموذج قادر على فحص العلاقة بين النمو وتوزيع الدخل لمجموعات مختلفة من السكان. والنموذج المعدل للمستخدم المنتج (مصفوفة الحسابات الاجتماعية) هو أداة هامة لتحليل توزيع الدخل على مجموعات السكان المختلفة.

إن قضية الاستقرار أو التكيف الاقتصادي تتطلب برنامجاً قصير المدى يدمج المتغيرات الحقيقية والمالية (مثال ذلك سعر الصرف). ومع ذلك فإنه (حسبما يقول (1988) Bulmer- Thomas) «هناك مصاعب هائلة في طريق استعمال تحليل المستخدم/المنتج في هذا المجال. فعلى سبيل المثال فإن حل نموذج السعر يقدم أسعار العرض للمدى الطويل، وهو ما لا يبدو مفيداً لصانعي السياسات المهتمين بالبرامج المناهضة للتضخم، حيث أن الربط بين كل من ميزان المدفوعات والعجز في القطاع العام وخلق الائتمان وعرض النقود يتم تجاهله تماماً في نموذج المستخدم ــ المنتج كما أن سعر الفائدة لا تتم مشاهدته في أي مكان». وعليه تبدو ضرورة دمج نموذج المستخدم المنتج في نموذج اقتصادي كلّي، حيث الربط بين المنتج والسندات والسوق النقدية، تقدم لنا إمكانات مثيرة في المستقبل.

تستخدم نماذج المستخدم/المنتج في الحياة العملية لاختبار فرضيات النظرية الاقتصادية. وعلى سبيل المثال، فإن اختبار «نظرية Hecksher- Ohlin» للتجارة الخارجية، التي تحدد الميزة النسبية للقطر، وبالتالي التخصص في الصادرات، على أنها تستند نسبياً إلى عامل المنح الطبيعية (انظر، ليونتيف 1956)، كذلك آثار التدخلات الاقتصادية المختلفة على المستويات المحلية والإقليمية والقطاعية، مثل الأثر المترتب على تخفيض الإنفاق العسكري أو على تحويل النفقات العسكرية إلى الإنتاج المدني. وقد وجد ليونتيف ودوكين في عام 1982 مثل هذا التحول في الإنفاق حيث أدى إلى زيادة الإنتاج الاقتصادي. إن القدرة المعطاة للنموذج بالسيطرة على الآثار المباشرة وغير المباشرة لتدخل اقتصادي معين، سوف تقود بالتالي إلى امتداد تطبيق النموذج ليشمل مجال تقويم المشروع. (انظر (1968) Hareman & (1966) Tinbergen، Krutilla، Haring و (1976) Daventer و (1983) Osterhaven). وهناك تطبيقات أخرى تتضمن تحديد القطاعات الرئيسية التي تخلق روابط أمامية وخلفية قوية (مثال التوظيف في الاقتصاد)، (انظر 1982 Bulmer- Thomas).

ويمكن تحليل قضية التقدم العلمي والتقني والتغير الهيكلي من خلال إطار نموذج المستخدم المنتج، حيث يمكن استقصاء القضية الأولى بواسطة أو من خلال التغير في

المعاملات الفنية ، أما القضية الثانية فتدرس من خلال التغيرات في مستوى الإنتاج الكلي والطلب الوسيط (المنتجات الحديثة) . ويستعمل نموذج المستخدم ــ المنتج لاختبار التشابه بين الهياكل الاقتصادية للدول في مراحل التنمية الاقتصادية المختلفة (انظر Simpson و 1965 Tsukui) ، ولاستقصاء التغيرات في الهيكل الاقتصادي عبر الزمن . وقد بين Rose و Chenery عام 1988 أنه يمكن تقسيم التغيرات في هيكل الاقتصاد إلى تغير تقني ، آثار الإحلال ، وتغير في مقياس الإنتاج . كما استخدم **كارتر** (1970) جداول المستخدم والمنتج في الولايات المتحدة الأمريكية للسنوات 1939 ,1947 و 1958 وخرج بنتيجة مفادها أن استخدام رأس المال والعمل انخفض نسبة إلى المدخلات الوسيطة ، وأن هناك تقدماً تقنياً هاماً قد حصل في الفترة الواقعة بين 1947 و 1958 .

وقد استخدم نموذج المستخدم ــ المنتج في تقدير المنتجات الإجمالية والطلب الوسيط على المستويين القطاعي والإقليمي . فقد طور Almon في عام 1984 نموذجاً يقدر فيه أو تسقط فيه جميع النشاطات الاقتصادية ، حيث أمكن الوصول إلى ذلك باستعمال الطلب النهائي المقدر خارجياً . كما قام Chenery و Clark في عام (1959) بتطوير نموذج مثالي كامل يستند إلى بيانات المستخدم ــ المنتج ، وحيث كانت دالة الهدف تعظيم الناتج القومي الإجمالي مرهونة بقيود عوامل أولية واستخدمه لتحديد الناتج الإجمالي للقطاعات الإنتاجية . كذلك فقد طور **إيفانس** (1992) نموذج برمجة خطية يستند أيضاً على بيانات المستخدم ــ المنتج ويتناول قضية الحماية الفعالة للتجارة .

لقد ركز Bruno (1970) على التخصيص الأمثل للاستثمار واعتبارات التبادل الخارجي في نموذج ديناميكي للقطاعات التصديرية في إسرائيل . وقد عظم هذا النموذج من اندماج القيمة الحالية للاستهلاك الخاص والمخزون الرأسمالي لنهاية الفترة ، وذلك رهن بالتقنية الأساسية للمستخدم ــ المنتج ومجموعات مختلفة من القيود على العوامل الأساسية والحدود الدنيا والعليا لإحلال الواردات .

كما تم تطبيق نماذج المستخدم ــ المنتج لحل المشكلات التي تواجه اقتصادات الدول النامية إلى حد كبير . وأهم المشكلات التي عالجتها هذه النماذج تخصيص الاستثمار Goreaux و (1973, Manne) ، إحلال الواردات (1979, Tayler) ، قيود التبادل الخارجي (1970, Bruno) ، التضخم (1977, Thomas- Bulmer) ، النمو الأمثل (1972 Tsukui) ، توزيع الدخل (Pauker) وآخرون ، (1976) وكذلك تخطيط التعليم وتكوين رأس المال البشري (1975 Blitzer) .

ويعتمد نجاح التطبيق لنموذج المستخدم ــ المنتج (من بين أشياء أخرى) على التقدير الدقيق لمصفوفة التقنية (A) . لذلك فإن تحديث وتقدير هذه المصفوفة يعتبر خطوة حاسمة

ورئيسية . ستناقش في الجزء القادم قضية تحديث وتقدير المعاملات الفنية وتطبيقات مختارة لنموذج المستخدم ـــ المنتج في دول أقل نمواً .

5. تقدير وتحديث مصفوفات التقنية :

يعتبر عدم الثبات أو الاستقرار للمعاملات الفنية واحداً من أهم المشكلات التي تواجه استعمال نموذج المستخدم ـــ المنتج . ويعود التغير في المعاملات الفنية عبر الزمن إلى التغير في نمط الإحلال ، والتحسين في الجودة الفنية ، والتغيرات في مقياس العائد ، والتغيرات في عامل الكثافة وكذلك إلى التغييرات في مزيج الإنتاج أو المزيج الصناعي . وقد اقترحت عدد من الطرق لتقدير أو تخمين مصفوفات التقنية ، وسوف تعرض في هذا الفصل طرق تحديث وتقدير هذه المصفوفات .

1.5 طريقة (RAS) :

تفترض هذه الطريقة ضمنياً أن التغيير في العلاقات الاقتصادية والفنية بين سنة الأساس المعطاة وسنة وسيطة أخرى يمتد تأثيرها إلى السنوات اللاحقة . فالمصفوفة التقنية المعطاة في سنة الأساس AO (حيث أن AO برتبة n X n) ، ولدينا موجه عمودي وموجه أفقي لمجموع الاحتياجات الوسيطة (الطلب) لسنة وسيطة معينة (t) $(c_1t, c_2t, \dots c_nt), (r_1t, r_2t \dots r_nt)$ ، وبالتالي فإنه يمكن تقدير المصفوفة التقنية للسنة الوسيطة At (حيث At ذات مرتبة nXn) :

$$(5.1) \qquad {}_t = RA_0S$$

حيث S و R هما مصفوفتان قطريتان كل منهما ذات مرتبة (nXn) ، وحيث أن عناصر هاتين المصفوفتين R_t و S_t عبارة عن معاملات تخص تأثير الإحلال والتغير التكنولوجي على التوالي . فلو كان مجموع الإنتاج لكل صناعة لفترة معينة (t) معطى بواسطة الموجه العمودي $\underline{X}_t$ برتبة (1Xn) فإنه يمكن احتساب المصفوفة التالية للمدخلات الوسيطة Wt كما يلي :

$$(5.2) \qquad W_t = A_t \underline{X}_t$$

(حيث أن Xt هي مصفوفة قطرية ، وحيث أن العناصر القطرية هي نفسها التي تخص الموجه $\underline{X}t$) وحيث أن :

$$(5.3) \qquad \begin{aligned} \underline{r}^t &= W_t \underline{i} \\ \underline{C}^t &= \underline{i} W_t \end{aligned}$$

حيث أن i هي موجه عمودي أحادي . فإنه بإمكاننا أن نكتب 5.3 من 5.1 و 5.2 كما يلي :

$$\underline{r}^t = (A_t X_t)\underline{i} = R(A_0 X_t)\underline{S} \quad (5.4)$$

$$\underline{C}^t = (A_t X_t)'\underline{i} = S(A_0 X_t)'\underline{R} \quad (5.5)$$

حيث $\underline{S}$ و $\underline{R}$ هما الموجهان اللذان تتعلق عناصرهما بالمصفوفتين S و R . (لاحظ أن r^t و c^t تشير إلى عناصر من حاصل جمع الصفوف والأعمدة على الترتيب) .

في المعادلات (5.4 و 5.5) نجد أن X^t, r^t, c^t قيمها معلومة بشكل مباشر . وهكذا فإن 5.4 و 5.5 تحتوي على معادلات (2N) وبها نوعان من المتغيرات (2N) غير معروفين (العناصر القطرية للمصفوفة R و S) . ويمكن حل هذه المعادلات للمتغيرات غير المعروفة (المجهولة) . انظر Stone (1963) .

تعمل عناصر (أو مضاعفات) كل من R و S على تعديل المعامل الفني لسنة الأساس بطريقة تمكن من التقاط الآثار الكلية للتغيرات الفنية . وقد أعطي المضاعفان التفسيرات التالية التي تنسب إلى Stone في عام 1963 :

إن كل عنصر في المصفوفة o وليكن a_{0ij} عرضة لتأثير الإحلال الذي يقاس بمدى إحلال سلعة i أو إبدالها بسلعة أخرى لتدخل كسلعة وسيطة في العملية الصناعية . ويمكن قياس هذا الأثر بواسطة مضاعف الصف والذي يعمل بشكل متماثل من خلال الصفوف . والأثر الآخر هو أثر الكفاءة التكنولوجية الذي يقيس إلى أي مدى يحصل التغير في نسبة السلع الوسيطة (أو المدخلات الوسيطة) إلى المدخلات الأولية في إنتاج سلعة معينة . إن مضاعف العمود S_i يؤخذ كمقياس لهذا الأثر ويعمل بشكل متماثل من خلال كل عمود .

توضح المناقشات المذكورة أعلاه المصاعب التي تواجه تحديث المعاملات . لمناقشة تقدير المصفوفات التقنية ، فإن بارومتر θ المذكور في (5.6) يحتاج إلى قيم مناسبة ، بحيث أن $(1\cdot\theta)$ والمصفوفة التقنية A_0 يمكن تقديرها كما يلي :

$$A_{t+k} = R^0 A_0 S^0 \quad 5.6$$

حيث أن A_{t+k} هي مصفوفة التقنية لسنة معينة (في المستقبل) . ويتحدد البارومتر θ بما يلي : إذا كانت الفترة الفاصلة بين سنة الأساس والسنة الوسيطة ستكون هي نفسها الفترة الفاصلة بين السنة الوسيطة والسنة المستقبلية ، فإننا عادة ما تحدد $\theta=2$. على فرض أن الاتجاهات الملاحظة بين السنوات الأساس والوسيطة على شكل منحنى توقع .

ولكن إذا اعتقدنا بأن الاتجاهات تتصاعد فإننا يمكن أن نحدد $(2 \cdot \theta)$، أما إذا اعتقدنا أن الاتجاهات تتباطأ فإننا نحدد $(2 \cdot \theta)$. أما إذا كانت الاتجاهات تسير بنسب مختلفة في فروع مختلفة من الإنتاج، فإنه يمكن اختيار قيم مختلفة لـ θ لعناصر مختلفة من R و S. (انظر 1963 Stone). ويمكن وصف نتائج RAS بالحقائق التالية.

1. مع أن R_i و S_i تعمل بشكل متماثل بموازاة الصفوف والأعمدة المتناظرة، فإن كل معامل من المصفوفة 0 يمكن أن يسير باتجاه مختلف عن بقية المعادلات، وذلك بسبب استخدام دمج مختلف أو اتحاد مختلف من R_i و S_i في كل معامل.
2. إذا كانت قيمة المعامل صفراً في سنة الأساس فإنها ستبقى في السنوات المحدثة والمقدرة (والعكس بالعكس). أما المعادلات غير الصفرية فإنها لن تخفض إلى الصفر في السنة المحدثة أو المقدرة.
3. تمنع الـ RAS من ظهور المعادلات السالبة التي لن تظهر في المصفوفة المقدرة.
4. يمكن احتساب RAS بشكل واضح ويستغرق ذلك وقتاً قصيراً، إضافة إلى ذلك فإنها تتطلب حداً أدنى من البيانات.

وعلى الرغم من هذه المميزات لـ RAS، إلا أن ما يجب قوله هو أنها عملية ميكانيكية تفتقد للمنطق الاقتصادي. ففي الحقيقة ليس هناك من سبب منطقي للاعتقاد بأن مضاعفات الأعمدة والصفوف سوف تعمل بشكل متماثل من خلال الصفوف والأعمدة المتناظرة، إذ لماذا يعمل مضاعف الصف R_i بشكل متماثل في جميع الصناعات؟ فإذا افترضنا أن R_i سيلتقط أثر التغير في الإنتاجية للمستخدم i أو أثر إحلال المستخدم i، فإن R_i يجب أن لا يعمل بشكل متماثل. فالصناعات المختلفة لها دوال إنتاج مختلفة، وبالتالي فإن مرونة إحلال السلعة i بالنسبة للسلعة j تختلف من صناعة إلى أخرى. وكذلك الأمر بالنسبة لـ S_i، حيث يفترض أن تلتقط أو تعكس أثر زيادة الكفاءة الفنية للصناعة، وبهذه الحالة لماذا يجب أن تعمل بشكل متماثل؟ حيث أن زيادة الكفاءة الفنية للعمالة قد تختلف عن الزيادة في الكفاءة الفنية لرأس المال. لذلك فإن الفرضية التي تقول بتماثل أو اتساق عمل المضاعفات تعتبر غير واقعية.

لقد بذلت محاولات عديدة للحفاظ على طريقة RAS وذلك بتعزيزها بمعلومات خارجية إضافية، (انظر Lecomber، 1975). ورغم هذه المحاولات إلا أن حصيلة أو نتيجة RAS تبقى غير مقبولة إلى حد كبير. وقد خرج Baker في عام 1975 بعد عمله على جداول المستخدم ـــ المنتج للمملكة المتحدة، بنتيجة مفادها، أنه غير مقتنع باستخدام طريقة

RAS في تقدير المعادلات حتى لو تم إكمالها بإضافة كمية متواضعة من البيانات المشتقة خارجياً .

وقد اقترح Matuszewski في عام 1964 طريقة البرمجة الخطية ، كما اقترح موريس وثومان في عام 1980 و Harrigan و Buckanon في عام 1984 أساليب رياضية مختلفة . ولكل من هذه الطرق والأساليب قيود متشابهة لما لـ RAS من القيود . كذلك فقد استعمل Tilanus في عام (1960) وتلاه Josef Bonnici (1983) طريقة السلاسل الزمنية لتخمين الطلب الوسيط .

2.5 طريقة Ex-ante :

هذه الطريقة هي لتحديث وتقدير المعادلات الفنية وذلك باستخدام آراء ومعرفة الخبراء الصناعيين حول احتمالات التغير التقني وترجمة آرائهم ووجهات نظرهم للغة المستخدم ـــ المنتج ، انظر Hamilton (1982) . وتتوقف طريقة Ex-ante على فرضية ضمنية بأن ليس هناك من طريقة رياضية أو إحصائية قادرة على تخمين أو توقع التقنية الصناعية . ويعتمد تقدير التقنيات المستقبلية على عوامل كثيرة ، مثل العوامل الاقتصادية والسياسية والاجتماعية ، ووحدهم الخبراء هم القادرون على توقع التقنيات للمستقبل . فيفترض بالخبراء أن يمتلكوا المعرفة عن ماضي وحاضر التقنيات لصناعاتهم وعن العوامل المختلفة التي تقرر تقنية المستقبل . والمشكلة هنا تكمن في أن المحلل قد يجد صعوبة في التقدير الكمي لمعرفة الخبراء عن التقنية المتوقعة على شكل معامل فني للمستخدم ـــ المنتج .

وقد تحدث Miernyk عن تقدير المعامل الفني في مؤتمر لندن لعام 1975 حيث قال : « إنه لمن السهولة بمكان فهم سر الفتنة والإغراء بطريقة RAS من حيث أنها حدث يتميز بموقف التبجيل والإكبار تجاه الحاسب الآلي والنماذج الرياضية . ولكنني مع ذلك أشعر بأن طريقة Ex-Ante مع تعديلات مناسبة تحمل وعداً كبيراً في تطورات حاسمة لوسائل فعالة لتحديث وتقدير معاملات المستخدم ـــ المنتج » . واقترح تعديلين رئيسيين بهذا الخصوص : أولهما : بدلاً من الاعتماد على خبراء فنيين قلائل لتقدير المعاملات الفنية ، فإنه يمكن الطلب من مدراء المنشآت لتقدير معاملات المدخلات في مؤسساتهم بما في ذلك معاملات القيمة المضافة . ومن المؤمل أن يعتمد المدراء على الأخصائيين العاملين في منشآتهم لتقدير هذه المعاملات . والتعديل الثاني هو باستحصال المعلومات والبيانات المتعلقة في كل قطاع من خلال بحث (مسح) عينة صغيرة مصممة بشكل جيد لهذا الغرض .

3.5 أفضل تطبيق عملي (مزاولة) :

إن الافتراض الأساسي لطريقة أفضل تطبيق عملي هو أن المنشآت في أي صناعة من الصناعات تتمتع بمستويات مختلفة من الكفاءة الاقتصادية . وترجع هذه الاختلافات إلى الكفاءة الفنية وكفاءة التوزيع . وتحت شروط تعظيم الأرباح وتقليص التكاليف إلى حدها الأدنى ، فإن المنشآت الأقل كفاءة تحاول مع مرور الوقت تقليل الفجوة أو إغلاقها بين هذه المؤسسات وغيرها من المنشآت الأكثر كفاءة ، ويتأتى ذلك من خلال إما اللجوء إلى رفع الكفاءة الاقتصادية أو إلى نشر استخدام التقنيات الجديدة . إن أول خطوة يمكن اتباعها (حسبما يقول ميرنيك 1970) بصدد طريقة أفضل تطبيق عملي هو تحديد أفضل التقنيات التطبيقية حسب معايير معينة ، وتقدير المعاملات الفنية للمستخدم ــ المنتج تبعاً لذلك . والخطوة الثانية هي ربط هذه المعاملات الفنية مع فترة زمنية مستقبلية . وتكتنف هذه العملية مجموعة من المصاعب أهمها :

1. أنها تتجاهل الطبيعة العشوائية لعلاقات المستخدم ــ المنتج .
2. أنها تستخدم معايير مبسطة ومختلفة لتشخيص أفضل التقنيات المطبقة وقد يقود هذا إلى ترتيب غير متسق أو متضارب .

ومن أجل التغلب على هذه المصاعب أو بعضها فقد اقترح Field في عام 1985 اشتقاق المعاملات الفنية من تقدير دالة إنتاج رائدة لكل صناعة ، وذلك باستعمال بيانات مقطعية . والافتراض الرئيسي في هذه الطريقة هو أن متوسط دالة الإنتاج ينتقل أو يتحول عبر الزمن باتجاه التقنية الرائدة (أي أفضل ما تم التوصل إليه من تطبيقات في مجال التقنيات) . ولهذه الطريقة المرونة الكافية للتكيف مع مختلف سلوكيات المنتجين لتفعيل منشآتهم وللسماح بتطبيق أشكال وظيفية مختلفة . فمثلاً لو كان سلوك المنتجين يتطلب تعظيم الربح فإنه يمكن استخدام دالة ربح رائدة ومرنة في عملية التقدير ، أما إذا كان المنتجون يتجهون إلى تخفيض التكاليف إلى أكبر حد ممكن فإنه يمكن استخدام دالة تكاليف رائدة في التقدير . ومن تقدير هاتين الدالتين فإنه يمكن اشتقاق المعاملات الفنية للمستخدم ــ المنتج باستخدام (بتطبيق) Holteling و Shepard lemmas على الترتيب . ولتوضيح تطبيق هذه الطريقة ، نعتبر أن هناك اقتصاداً يتصف المنتجون فيه (في قطاع j) بسلوك تقليل التكاليف إلى أدنى مستوى ، وتشير c إلى تكلفة الوحدة المنتجة ، p هو سعر (المدخلات) ، وباستعمال الدالة العامة لليونتيف ، فإنه يمكن كتابة معادلة التكلفة لقطاع j كما يلي :

$$C_j = \sum_{ij} \beta_{ij} P_i^{1/2} P_j^{1/2}$$

وبتقدير هذه المعادلة وبأخذ المشتقة الأولى لأسعار المدخلات (باستخدام شبرديماس) فإنه يمكن اشتقاق المعاملات الفنية للمستخدم ـــ المنتج. ومن أجل تقدير دالة الإنتاج الرائدة انظر Aigner ، Schmidt و Lovell (1977) . وبهذه الطريقة فإن المعاملات الفنية هي عبارة عن معادلات مصطنعة من أسعار المدخلات. وبهذا فإن هذه الطريقة تعتبر بمثابة تعميم لطريقة ليونتيف الأصلية .

وبعد مناقشة مشكلات التغير التقني ، فإننا سنستعرض بعض التطبيقات المختارة لنموذج المستخدم ـــ المنتج في الجزء القادم .

6. مضاعفات المستخدم ـــ المنتج :

يهتم صانع القرار في كثير من الحالات بإيجاد أثر زيادة الطلب النهائي أو نقصانه على بعض المؤشرات الرئيسية (مثل مستوى التوظيف ، الدخل ، الناتج الإجمالي) . وتفيد مضاعفات المستخدم/المنتج في هذا الغرض ، حيث تقيس هذه المضاعفات الزيادة المباشرة وغير المباشرة في الإنتاج (أو الدخل أو التوظيف) لقطاع معين عندما يزيد الطلب النهائي للقطاعات المقابلة بوحدة واحدة . وتشتق هذه المضاعفات بالعودة إلى : $X = (I-A)^{-1}f$.

وحيث أن عناصر معكوس المصفوفة (α_{ij}) تشير إلى المدخلات المطلوبة المباشرة وغير المباشرة لقطاع i من أجل إنتاج وحدة واحدة من الطلب النهائي لـ j . ويشير مجموع العمود $(\Sigma_{i=1}\alpha_{ij})$ لمعكوس المصفوفة إلى مجموع قيم المدخلات المطلوبة (المباشرة منها وغير المباشرة) عندما يزيد الطلب النهائي وحدة واحدة . وهكذا ، فإنه يمكن اعتبار مضاعف الإنتاج $(\Sigma_{i=1}\alpha_{ij})$ أداة فعالة في يد صانعي السياسات لقياس الآثار التراكمية التي تحدث في الاقتصاد ككل نتيجة تغير الطلب النهائي .

ويمكن اشتقاق مضاعف الدخل بأخذ العلاقة الثابتة بين كل مدخل من المدخلات الأولية والناتج الإجمالي بعين الاعتبار .

$$VX = V(1-A)^{-1}f \;\; = Gf$$

حيث أن V مصفوفة المعاملات برتبة (kXn) لـ k من المدخلات الأولية المطلوبة لإنتاج وحدة واحدة . وتمثل عناصر هذه المصفوفة المدفوعات للمدخلات الأولية لكل وحدة من الإنتاج . وحيث أن G هي مصفوفة مرتبة (kXn) عناصرها g_{ij} وهي عبارة عن حساب للمتطلبات المباشرة من المدخلات الأولية لإنتاج وحدة واحدة من الطلب النهائي لـ j . وبما أن

مجموع قيمة المدخلات الأولية VX يساوي أو يكافىء دائماً الدخل المكتسب للقطاع العائلي :

$$VX = V(1-A)^{-1} f$$

$$i'VX = i'V(1-A)^{-1} f$$

$$= i' f$$

وهكذا ، فإن المضاعف ($\Sigma_{i=1} g_{ij}$) يمكن أن يفسر على أنه مضاعف الدخل العائلي .

وبطريقة مشابهة يمكن اشتقاق مضاعف التوظيف (L) في اقتصاد لديه مهارات العمل من نوع (K) بالشكل التالي :

$$L = N\left(1-A^{-1}\right)f$$

$$L = Ef$$

حيث L و N هي مصفوفات ذات رتب (kXn) ، وتشير عناصر المصفوفة L إلى كمية المدخلات الأولية من العمل المطلوبة لإنتاج الطلب النهائي f ، كما تشير عناصر المصفوفة N(n_{ij}) إلى مستوى التوظيف المطلوب حسب المهارات لإنتاج وحدة واحدة من الناتج الإجمالي X_j . كذلك تشير عناصر المصفوفة E(e_{ij}) إلى مجموع التوظيف بأنواع المهارات المطلوبة لإنتاج وحدة واحدة من الطلب النهائي (f_j) وتبين ($\Sigma_i e_{ij}$) مجموع الوظائف التي يتم خلقها أو إيجادها عند زيادة الطلب النهائي للقطاع j وحدة واحدة .

7. تحليل الروابط :

إن أحد الأهداف الرئيسية للأقطار الأقل نمواً هو زيادة نصيب الفرد من الدخل ، وهذا يتطلب من صانعي السياسات تحديد الصناعات (القطاعات) التي تخلق طلباً على توظيف الموارد والسلع (الروابط الخلفية) والتي تعرض مدخلات لاستخدامها من قبل مستخدمين آخرين (الروابط الأمامية) . وبالنسبة لحساب الروابط الخلفية لمجموع الحوافز (البواعث) المباشرة منها وغير المباشرة فإنه يجب ، على سبيل المثال ، قياسها لصناعة j بواسطة ($\Sigma_i \alpha_{ij}$) . ومن أجل وضع مقارنة عبر القطاعات المختلفة ، فقد اقترح جعل الأمور تسير في مجراها العادي . وهكذا ، فإن الروابط الخلفية لـ قطاع j هي :

$$BL_j = \left(\frac{1}{n}\sum_i \alpha_{ij}\right) / \left(\frac{1}{n^2}\sum_i \sum_j \alpha_{ij}\right)$$

فإذا كانت $1<BL_j$ فإن ذلك يعني أن الاستثمار في قطاع j يخلق من الدوافع والحوافز أعلى من متوسط الاقتصاد ككل. ولا يعتبر ترتيب القطاعات حسب قيمة BL_i مقياساً مقبولاً لتشخيص القطاع الرئيسي (الذي ينتج سلعاً ومنتجات لازمة لقطاعات أخرى). فالقيمة العالية لـ BL_j قد تنتج من الانتفاع من قطاع أو قطاعين. فالمقياس الجيد يجب أن يترافق مع انخفاض في تنوع الدوافع (الحوافز). وصيغة التشتت هي:

$$V_j^a = \sqrt{\frac{(1/n-1)\sum_i\left(\alpha_{ij} - 1/n\sum_i \alpha_{ij}\right)^2}{1/n\sum_i \alpha_{ij}}}$$

وتتبع الروابط الخلفية الزيادة في الإنتاج التي تحدث أو من المحتمل حدوثها باستخدام صناعات عندما يكون هناك تغير في قطاع يعرض المدخلات. وبافتراض أن هناك علاقة ثابتة بين إنتاج الصناعة العارضة واستعمالها من قبل القطاعات الأخرى، فإنه يمكن كتابة معادلة التوازن التالية:

$$X' = i'W + V'$$

$$B = \underline{X}^{-1} W$$

$$X' = X'B + V'$$

$$= V'(1-B)^{-1}$$

$$= V'T$$

أو للقطاع الأول:

$$X_1 = t_{11}V_1' + t_{21}V_2' + \ldots + t_{n1}V_n'$$

وعلى أي حال، فإن زيادة وحدة واحدة من القيمة المضافة لقطاع i، سينتج عنها محركات إنتاج في الاقتصاد مكافئة لمجموع صف i من المصفوفة $T(\Sigma_i t_{ij})$.

وهكذا فإن الروابط الأمامية بوضعها الطبيعي لقطاع $i(FL_i)$ يمكن كتابتها كما يلي:

$$FL_i = \frac{1/n\sum_j t_{ij}}{1/n^2\sum_i\sum_j t_{ij}}$$

$$V_i^t = \sqrt{\frac{(1/n-1)\sum_j \left(t_{ij} - 1/n\sum_j t_{ij}\right)^2}{1/n\sum_j t_{ij}}}$$

ولمناقشات مثمرة عن تحليل الروابط ، انظر Bulmer-Thomas (1982) Riedel, (1986) ، Cohen (1989) و Matallah و Proops (1992) .

8. نموذج سعر المستخدم ــ المنتج :

هناك تطبيقان هامان على الأقل لنموذج السعر المشتق من نظام المستخدم ــ المنتج . الأول : يتعلق بدراسة هيكل تحديد الأسعار (الذي يتضمن دراسة التضخم) ، والثاني يتعلق بتحديد كفاءة السعر . وسيتم لاحقاً مناقشة هذين التطبيقين .

باستخدام فرضيات الإنتاج التي تم إدراجها في نموذج المستخدم ــ المنتج ، فإنه يمكن تمثيل وحدة السعر للسلعة j بالمعادلة التالية :

$$P_j = \sum_i a'_{ij} P_i + I_j W_j + \pi_j$$

حيث أن a_{ij}, I_j, π و P_i هي المعاملات الفنية الطبيعية ، معامل العمل ، الباقي أو الربح وسعر المدخل i على الترتيب . وباختيار الكميات المقابلة للسعر وهـي الوحـدة ، فإن قيم المعاملات والمعاملات الطبيعية ستتوافق وستتطابق في سنة الأساس .

$$1 = \sum_i a_{ij} + I_j W_j + \pi_j$$

حيث a_{ij} و I_j هي المعاملات الفنية للمدخلات الوسيطـة والعمـل على صورة قيم . وباستعمال رموز المصفوفة تصبح هذه كما يلي :

$$i = (I - A')^{-1}\left(\underline{L}W + \pi\right)$$

حيث A',i و $\underline{L}$ هي موجه الوحدة ، معاملات جدول المصفوفة ومعاملات المصفوفة القطرية للعمل على الترتيب . وإذا ما عالجنا هذه المعادلة لتمثل أسعار الوحدة P(0) للفترة (0) لكل السلع المنتجة في جميع القطاعات في سنة الأساس ، فإنه يمكن كتابة معادلة السعر لأي فترة (t) كما يلي :

$$P(t) = (1 - A')^{-1}\left(\underline{L}(t)W(t) + \pi(t)\right)$$

ويمكن استعمال المعادلات أعلاه لنمذجة تغير السعر (مع مرور الزمن) بافتراض تغيير عامل التكلفة. وعليه يمكن استخدام هذا النموذج كأداة تحليلية لدراسة التضخم الناجم عن تغييرات في معدل الأجور عبر الوقت. ولمعالجة التضخم المستورد، الذي هو حال الدول الأقل نمواً، فإنه يمكن تحويل المعادلة أعلاه لتصبح :

$$P_d(t) = (1 - A'_d)^{-1}\left[A'_m(t)P_m(t) + \underline{L}(t)W(t) + \pi(t)\right]$$

حيث أن $P_m(t), P_d(t)$ هي أسعار السلع المحلية والمستوردة على التوالي .

'(d) و 'm هي مصفوفات المعاملات الفنية لكل من السلع المحلية والسلع المستوردة ولمزيد من التفاصيل، انظر، Bulmer- Thomas (1977 و 1982) .

التطبيق الثاني يتعلق باختبار كفاءة السلع . حيث أن السعر في المعادلة المذكورة أعلاه هو موضع هيمنة قوة الاحتكار باعتبار الطلب على المدى القصير ... إلخ . ولمعالجة ذلك، فإن المطلوب توصيف العلاقة القائمة بين الربح لكل وحدة إنتاج وتكلفة المواد الأولية والعمل ورأس المال المستخدمة في الإنتاج . وقد تبنى Brown في عام (1977) العلاقة التالية :

$$\pi_i = \beta_1 \sum_i \alpha_{ij} P_i + \beta_2 l_j W_j + \beta_3 \sum_i b_{ij} P_i$$

حيث أن β_1, β_2 وβ_3 هي العامل النسبي لكلفة كل من المواد الأولية، العمل ورأس المال على التوالي. وهذا التعريف للربح هو رهن باعتبار الطلب على المدى القصير، وبالاحتكار ... إلخ .

وباستعمال هذا التحديد لـ π_j فإن معادلة السعر تصبح :

$$P^* = (1+\beta_1)\alpha' p^* + (1+\beta_2)NW + \beta_3 \beta P^*$$

حيث أن P^* و β هي موجه السعر الرشيد ومصفوفة المعاملات الرأسمالية على التوالي .
وحيث أن معاملات المدخلات/المخرجات المادية 'a و P^* هي غير معلومة (مجهولة)، فإن المعادلة أعلاه يجب تعديلها . وبافتراض $P^* = \frac{P^*}{P}$ فإنه يمكن كتابة معادلة P^* كما يلي :

$$PP^{**} = (1+\beta_1)\alpha' PP^{**} + (1+\beta_2)NW + \beta_3 \beta PP^{**}$$

أو بالشكل التالي :

$$P^{**} = (1-\beta_1)A' P^{**} + (1+\beta_2)NW + \beta_3 \beta PP^*$$

وفي المعادلة الأخيرة متغيرات تساوي (3+n) غير معلومة (مجهولـة) : الأسعـار (P^{**}) والمعاملات ($\beta_3, \beta_2, \beta_1$) . وهذه المعاملات تحتاج إلى تقدير بشكل مستقل . ويمكن استعمال المعادلة من أجل اختبار كفاءة أو فعالية الأسعار ، فمثلاً إذا كان PP^{**} أقل من واحد للسلعة J ، فإن تسعير السلعة j لا يتم بالكفاءة (مثال تحقيق ربح احتكاري عالي)[214] .

وهناك خيار آخر لمعرفة كفاءة السعر من خلال « معيار تكلفة الموارد المحلية » الذي يستخدم على نطاق واسع من قبل صانعي السياسة (انظر برونو Bruno 1972) . وكحل معطى لنموذج السعر لاقتصاد مفتوح P_j (لقطاع j) :

$$P_j = m_j P_s + \sum_i \bar{a}_{ij} W_i$$

حيث أن m_j هو المضمون المباشر وغير المباشر للواردات في وحدة منتجة في قطاع j .
P_s هو سعر الظل للتبادل الخارجي .
$\bar{a}_{ij}$ هو المضمون المباشر وغير المباشر للعامل i .
W'_i هو سعر الظل للعامل i .
P_j هو سعر الظل للسلعة j .

وإذا ما أمكن تقريب سعر الظل للسلعة j بواسطـة الكلفـة الحديـة للاستيراد أو الإيرادات الحدية للتصدير بالدولار (r_j) ، فإن :

$$P_s = \sum_i a_{ij} W'_i / (r_j - m_j)$$

ويقيس البسط في المعادلة أعلاه محتوى العوامل المحلية المنخرطة في إنتاج وحدة واحدة من السلعة j ، بينما يقيس المقام صافي الادخار من القطع الأجنبي . وبذلك فإن p^* تقـيس الكفاءة التي تتحول بها الموارد المحلية إلى قطع أجنبي . حيث تعني P_s العالية عدم كفـاءة القطاع في تحويل الموارد المحلية إلى قطع أجنبي بينما تعني P_s المنخفضة كفاءة هذا القطاع . (انظر Thomas- Bullmer 1988,) . وقد تم تطبيق نموذج السعر لضبـط التلـوث بواسطـة Giarratani في عام (1874) على المستوى الإقليمي ، كما تم إنجاز تحليلات الأسعار العاليـة للطاقة بواسطة Miernyk في عام 1977 . وقد قام عدة مؤلفين باستعمال النسخة غير الساكنة لنموذج الأسعار من أجل دراسة التضخم ، انظر Morcian, Clementa, Perrela و (1988) Orlandi .

---

(214) لمناقشة تمهيدية جيدة عن المضاعفات ، انظر Miernyk (1965) و Richardson (1972) .

9. قياس إحلال الواردات :

إن واحداً من أهم القيود على التنمية الاقتصادية في الدول النامية هو عدم وفرة القطع الأجنبي . وقد بذلت جهود حثيثة لتوفير القطع الأجنبي من خلال برنامج « تصنيع إحلال الواردات » (ISI) ، ولكن هذه الجهود في بعض الظروف قد ساعدت على تفاقم النقص في القطع الأجنبي . حيث أن إحلال المنتج المحلي بدلاً من الواردات من أية سلعة سيحدث ادخاراً إجمالياً من القطع الأجنبي ولكن صافي هذا الادخار قد يكون أقل من الإجمالي إذا ما تطلبت زيادة المنتج المحلي قطعاً أجنبياً بشكل مباشر (كمدخلات مستوردة) أو غير مباشر (كمستوردات تدخل في إنتاج المدخلات المحلية) . ومن أجل تقويم كمي لأثر برنامج تصنيع إحلال الواردات ، فإننا سنستخدم رموز وملاحظات الـ I/O :

$$m = A_m X + f_m$$

حيث m هو موجه الواردات ، Am مصفوفة المعامل الفني ، X مستوى النشاط و f_m هو موجه الطلب النهائي للواردات . ويمكن إعادة كتابة المعادلة كما يلي :

$$\begin{aligned} m &= A_m (1 - A_d)^{-1} (f_d + e) + f_m \\ &= Mf + f_m \end{aligned}$$

حيث e هي موجه التصدير ، $M = A_m (1 - A_d)^{-1}$ و $f = (f_d + e)$.

إن عناصر m_{ij} للمصفوفة M (في المعادلة الأخيرة) تشير إلى متطلبات الاستيراد المباشرة وغير المباشرة من السلعة i اللازمة لإنتاج وحدة واحدة من السلعة j . وهكذا فإن مجموع كل عمود في المصفوفة M يشير إلى مجموع السلع المستوردة اللازمة لإنتاج وحدة واحدة من السلعة المقابلة .

وإذا ما كان الهدف هو زيادة الطلب النهائي على السلعة $(fi)i$ من إنتاج محلي بوحدة واحدة وتخفيض الطلب على السلعة المستوردة $(fm)i$ بوحدة واحدة ، فإنه يمكن قياس مجموع الأثر بـ $\Sigma_i m_{ij}$ ويصبح صافي الادخار من القطع الأجنبي نتيجة الـ ISI (بالنسبة للعملة المحلية) $(1 - \Sigma_i m_{ij})$. وقد يكون من المفيد تفصيل الأثر إلى مباشر وغير مباشر ، ويتأتى ذلك من خلال طرح المصفوفة M من A_m أي $(M - A_m)$.

10. قياس النمو الصناعي :

إن التغير الهيكلي هو انعكاس للتغيرات في الطلب النهائي والتغير في تركيبة الأهمية

النسبية (1979, Chenery) . ويعني ذلك أن النمو في الإنتاج الصناعي يمكن تفسيره جزئياً بنمو الطلب المحلي ، كما يمكن تفسيره جزئياً أيضاً بالتغيرات في الميزة النسبية التي تؤدي بدورها إلى إحلال الواردات والتوسع في الصادرات . وحسب Chenery (1979) ، فإنه يمكن تحليل العوامل التي تسبب نسباً مختلفة للنمو في قطاعات اقتصادية متعددة ، وذلك لمعادلة توازن مادي معطاة من نوع معادلة ليونتيف . حيث يحلل تشينري ورفاقه نمو الإنتاج الصناعي في أربعة عوامل مستقلة هي : الطلب المحلي ، إحلال الواردات ، التوسع في الصادرات والتغير التقني .

$$X_t = A_t^d + u_t^c C_t + u_t^B B_t + E_t$$

حيث تمثل u^c و u^B الحصص النسبية لكل من الاستهلاك والاستثمار المقدمة من الإنتاج المحلي . وبحل المعادلة لـ X نحصل على :

$$X_t = R_t^d (u_t^c C_t + u_t^B B_t + E_t)$$

حيث

$$R_t^d = [1 - A_t^d]^{-1}$$

وباستعمال المعادلة أعلاه ، يمكن تحليل مصادر نمو الإنتاج الصناعي بين فترتين بالطريقة التالية :

$\Delta X = R_2^d u_2^c \Delta C$	التوسع في الاستهلاك مع تركيبة واردات ثابتة
$+ R_2^d u_2^c \Delta B$	التوسع في الاستثمار مع تركيبة واردات ثابتة
$+ R_2^d \Delta E$	التوسع في الصادرات
$+ R_2^d \Delta u_B^c C_1$	إحلال الواردات للسلع الاستهلاكية
$+ R_2^d \Delta u^B B_1$	إحلال الواردات للسلع الاستثمارية
$+ R_2^d [\Delta u_{ij2}^W a_{ij1}] X_1$	إحلال الواردات للسلع الوسيطة
$+ R_2^d [u_{ij2}^W \Delta a_{ij}] X_1$	التغير التقني (التكنولوجي)

ويمكن كتابة تحليل Paasche لمصادر نمو الإنتاج الصناعي كما يلي :

$\Delta X = R_1^d u_1^c \Delta C$	التوسع في الاستهلاك مع تركيبة ثابتة للواردات
$+ R_1^d u_1^B \Delta B$	التوسع في الاستثمار مع تركيبة ثابتة للواردات
$+ R_1^d \Delta E$	التوسع في الصادرات
$+ R_1^d \Delta u^c C_2$	إحلال الواردات للسلع الاستهلاكية
$+ R_1^d \Delta u^B B_2$	إحلال الواردات للسلع الاستثمارية

إحلال الواردات للسلع الوسيطة $+R_1^d\left[\Delta u_{ij}^{w} a_{ij2}\right]X_2$

التغير التقني (التكنولوجي) $+R_1^d\left[u_{ij}^{w}\Delta a_{ij}\right]X_2$

وحيث إن النتائج الرقمية لتحليلي كل من Laspeyres و Paasche ستكون مختلفة إلى حد ما، فإنه يمكن استخدام متوسط التحليلين.

لقد بينت الدلائل التجريبية الحديثة أن هناك اختلافات متميزة بين الأقطار وعبر مرور الوقت في المصادر الهامة للنمو. ففي الأقطار التي كان فيها نمو الإنتاج عالياً بشكل ظاهر، فإن مصادر النمو الصناعي فيها يمكن إرجاعها إلى التوسع في الصادرات. وينطبق ذلك على وجه الخصوص بالنسبة للأقطار الشرق آسيوية المفرطة النمو وهي هونغ كونغ، كوريا، سنغافورة، وتايوان.

11. المدخلات ــ المخرجات والتحليل البيئي:

إن إمكانية تطوير نموذج المستخدم ــ المنتج ليعكس الاعتماد الهيكلي المتبادل يمكن أن يمتد إلى أبعد من مجال الاقتصاد ليشمل عالم البيئة البشرية وهو العالم الذي يبحث العلاقة بين الناس ومحيطهم الحيوي وغير الحيوي. وقد طور Leontief في عام 1970 منهجية مبسطة، حيث عزز مصفوفة المعاملات الفنية بمجموعة من مولدات أو مكونات التلوث وكذلك بمعاملات إبطال أو إسقاط لهذا التلوث. فلاقتصاد يتكون من قطاعين، فإن مولدات التلوث تتمثل بالصف n، كما أن مبطلات التلوث (الصناعة المضادة للتلوث) تتمثل في العمود n. ولتكن المعاملات الفنية لمولدات التلوث في القطاعين الأول والثاني هي a_{p1} و a_{p2}.

ولنفترض أن القطاع أو الصناعة التي تلغي التلوث تستخدم منتجات القطاعين المذكورين كمدخلات، حيث المعاملات الفنية لهذه المدخلات هي a_{2p} و a_{1p} على التوالي. ولنفترض أيضاً أن القطاع الذي يزيل التلوث يولد تلوثاً أيضاً، حيث يتمثل المعامل الفني في صف مولدات التلوث بـ a_{pp}. فإذا كان X_p يمثل مجموع التلوث المولد، فإن معادلات المستخدم ــ المنتج يمكن كتابتها كما يلي:

$$(1-a_{11})X_1 - a_{12}X_2 + a_{1p}X_p = Y_1$$
$$-a_{21}X_1 + (1-a_{22})X_2 + a_{pp}X_p = Y_2$$
$$-a_{p1}X_1 + a_{p2}X_2 + (1-a_{pp})X_p = O$$

(حيث Y_1 و Y_2 هي الطلب النهائي لكل من القطاعين)

وإذا كان من غير الممكن إزالة مجموع التلوث X_p و / أو أن المجتمع قد تسامح بـ Y_p

من التلوث ، فإن المعادلة الثالثة التي تمثل مجموع التلوث المزال . تصبح كما يلي :

$$-a_{p1}X_1 - a_{p2}X_2 + (1 - a_{pp})X_p = -Y_p$$

لموجه Y للطلب النهائي المعطى (والذي يتضمن مستوى التلوث المسموح به) ، فإنه من الممكن تخمين مستوى الإنتاج الكلي (متضمناً مجموع التلوث الذي يمكن السيطرة عليه) .

وقد قدم Miller و Blair في عام 1985 نموذجاً مبسطاً لإبطال التلوث ، كما أورد Miernyk في عام 1989 عدداً من التطبيقات العملية . كما يمكن استخدام هذه النماذج أيضاً في استكشاف العواقب التضخمية للسياسة البيئية . وقد بين Qayum في عام 1994 أنه يمكن إعادة صياغة نموذج Leontief للتلوث بحيث يعزز هيكل النموذج العادي للمستخدم ــ المنتج ، وبين أنه يمكن استخدامه لتقدير الدخل القومي الذي يتضمن سلعاً بيئية .

12. المدخلات ــ المخرجات المحلية (الإقليمية) :

لقد تم بناء المصفوفات التقنية (التكنولوجية) للمستخدم ــ المنتج من جداول المدخلات ــ المخرجات وذلك بتعديل المعاملات الفنية . (انظر ، Isard و (1971) Landford) . ومثال ذلك الطرق ثنائية التناسب Stone (1963) ، حيث طبقها من أجل تعديل الجداول القومية إلى جداول إقليمية[215] . وبالتالي يمكن استخدام المصفوفة التقنية المركبة لتخمين الإنتاج القطاعي .

في الاقتصاد الإقليمي ، يتحقق الطلب النهائي جزئياً بالتجارة الإقليمية البينية ، حيث أن التجارة تزيد المنتجات والدخول في الأقاليم الأخرى وبالتالي يزيد الطلب على منتجات الإقليم الأول . حيث أن المستخدم ــ المنتج الإقليمي المفرد يتجاهل هذه الآلية الاسترجاعية المتبادلة مما يقود إلى تطوير نموذج المستخدم ــ المنتج الإقليمي البيني . وفي الدول الأقل نمواً . فإن تأثير نشاط اقتصادي في أحد الأقاليم على الأقاليم الأخرى يعكس من خلال بيع وشراء السلع الاستهلاكية . فمثلاً ، عندما يزيد دخل إقليم زراعي نتيجة لارتفاع الصادرات الأولية لبقية أنحاء العالم ، فإن جزءاً من هذه الزيادة في الدخل سوف ينفق على السلع الاستهلاكية

(215) للتعرف على طرق مختلفة في تركيب وبناء جداول المدخلات ــ المخرجات الإقليمية أو بين الأقاليم . انظر . Rose و Miernyk (1989) .

المنتجة من قبل أقاليم صناعية أخرى . كما أن الزيادة في الدخل ستنفق جزئياً على السلع الاستهلاكية الزراعية في الإقليم الأول . إن تأثيرات مضاعف السلع الاستهلاكية تبدو في الدول الأقل نمواً ، أكثر أهمية من تأثيرات المضاعف التقليدي «للسلع الوسيطة» . (انظر ، Bulmer- Thomas 1982) .

ويمكن توضيح نموذج المستخدم المنتج الإقليمي لقطر يتكون من إقليمين K و L ، وفي كل إقليم هناك قطاعان اقتصاديان . ويمكن تمثيل التدفق السلعي بين القطاعات من خلال :

$$W=\begin{pmatrix} W^{KK} & W^{KL} \\ W^{LK} & W^{LL} \end{pmatrix} \qquad (12.1)$$

حيث تمثل المجموعات W^{kk} و W^{LL} التجارة بين القطاعات داخل الإقليم ، بينما تمثل المجموعات W^{KL} و W^{LK} التجارة بين القطاعات عبر الإقليمين . وباستعمال فرضيات المستخدم ــ المنتج فإنه يمكن اشتقاق المصفوفة التقنية التالية :

$$A=\begin{pmatrix} A^{KK} & A^{KL} \\ A^{LK} & A^{LL} \end{pmatrix} \qquad (12.2)$$

حيث أن لكل مصفوفة ــ فرعية عمودين وصفين . وإذا ما أعطي الطلب النهائي للإقليمين من خلال الموجهين f^K و f^L ، فإن معادلة التوازن لنموذج المستخدم ــ المنتج الإقليمي البيني هي :

$$\begin{aligned} {}^{KK}X^{k}+A^{KL}X^{L}+f^{K}&=X^{K} \\ {}^{LK}X^{k}+A^{LL}X^{L}+f^{L}&=X^{L} \end{aligned} \qquad (12.3)$$

أو :

$$\begin{aligned} (1-A^{KK})X^{K}-A^{KL}X^{L}&=f^{K} \\ -A^{KL}X^{K}+(1-A^{LL})X^{L}&=f^{L} \end{aligned} \qquad 12.4$$

افترض أن الإنتاج في إقليم K يتطلب مدخلات من إقليم L ، كما أن إقليم L يتطلب لإنتاجه مدخلات من إقليم K (تلك المطلوبة من قبل إقليم K) . دع الطلب النهائي لإقليم $(f^K)K$ يزيد لوحدة (بمعنى أن $f^l=0$) ، وبالتالي فإن حل المعادلة الثانية في النظام أعلاه تؤول إلى :

$$X^{L}=(1-A^{LL})^{-1}A^{LK}X^{K}$$

وبتعويض قيمة X^L في المعادلة الأولى من (12.4) تصبح المعادلة كما يلي :

$$(1-A^{KK})X^K - A^{KL}(1-A^{LL})^{-1}A^{LK}X^K = f^K$$

إن الجزء الأول من الجانب الأيسر للمعادلة ($(1-A^{KK})X^K$) يمثل مجموع التغير في الطلب النهائي لإقليم K (الذي تم الوصول إليه من الزيادة في الاستهلاك في كلا الإقليمين) . أما الجزء $^{LK}X^K$ فيمثل الإنتاج المطلوب من إقليم L لمواجهة المتطلبات المباشرة لإقليم K . ويمثل $(1-A^{LL})^{-1}A^{LK}X^K$ المتطلبات المباشرة وغير المباشرة لإقليم K من إقليم L ، ويشير $^{KL}(1-A^{LL})^{-1}A^{LK}X^K$ إلى المتطلبات المباشرة وغير المباشرة من إقليم K إلى إقليم L . وكأمثلة على دراسات المستخدم ـــ المنتج الإقليمية ، انظر ، Isard و Langford (1972) ، (1987) Miernyk ، Miller و Blair (1985) ، وأخيراً Richardson (1972) .

13. مصفوفة الحسابات الاجتماعية :

لقد حقق R.Stone وزملاؤه في مشروع كامبرج للنمو (Cambridge Growth Project) تقدماً هاماً في دمج جداول المدخلات ـــ المخرجات والنظام التقليدي للحسابات القومية . وقد انعكس هذا العمل في النهاية بتوصية الأمم المتحدة ببناء نظام الحسابات القومية (SNA) وانتشار تطوير مصفوفات الحسابات الاجتماعية (SMA) .

تعطي مصفوفة الحسابات الاجتماعية هيكلاً ممتازاً لتصنيف وعرض النظام الشامل للحسابات القومية والاجتماعية . وتضمن اتساقاً في مقياس وأدوات ومعالجة التدفقات . كما تعطي اهتماماً خاصاً للعلاقات الاقتصادية بين مختلف المتعاملين وأنواع الحسابات : حيث تتمتع مصفوفة الحسابات الاجتماعية بمرونة عالية تمكن من تعديلها لتتلاءم مع ما يمكن توفيره من بيانات . ورغم أن وفرة الإحصاءات في الدول النامية تعتبر القيود الجدية على تنفيذ نظام مصفوفة الحسابات الاجتماعية (SAM)، إلا أن تقدماً ملحوظاً قد تم تحقيقه في تطوير SAM لهذه الدول في السنوات الماضية ، وخصوصاً من قبل بيات (Pyatt) وزملائه في جامعة وورويك (University of Warwick) والبنك الدولي (World Bank) (Pyatt و 1979, Round) . وقد تم تطوير صورة مشوقة من هذا العمل على هيكل SAM لإعطاء صورة عن التوظيف ، توزيع الدخل ولتنظيم الدخول للقطاع العائلي .

ومن أجل توحيد المعايير للتعريفات المستخدمة في تصنيف القيود (البنود) في مصفوفات الحسابات الاجتماعية عبر الدول ، فقد قامت الأمم المتحدة نظامها للحسابات القومية لعام 1968 . وقد تضمن هذا النظام تدقيقاً واختباراً لمخططات التصنيف ، تقويم

التدفقات ، الجداول الرئيسية للنظام والطرق التي بها يمكن بناء النماذج . ويقدم الجدول رقم (5.1) مخططاً مبسطاً لمصفوفة الحسابات الاجتماعية (SAM) . ويتكون هذا المخطط من الحسابات التالية :

حساب الإنتاج :

تبين الصفوف عرض السلع الوسيطة للصناعات وللطلب النهائي (القطاع العائلي ، الحكومة ، الاستثمار ، مخزون إضافي والصادرات) وتمثل أعمدة هذا الحساب هيكل التكاليف للصناعات . حيث يبين شراء المدخلات الوسيطة من مصادر مختلفة (محلية أو أجنبية) . ويتضمن هيكل التكاليف بنوداً مثل الأجور والرواتب ، الضرائب غير المباشرة ، فائض التشغيل واستهلاك الأصول الثابتة .



جدول (5.1) مخطط مبسط لمصفوفة الحسابات الاجتماعية

النفقات								
الدخل	الصناعات	الأفراد	القطاع العائلي	القطاع الحكومي	المنتجون	التراكم	التصدير	المجموع
الصناعات	الطلب الوسيط		الاستهلاك الخاص	الاستهلاك		الاستثمار والمخزون	الصادرات	مجموع الاستخدامات
الأفراد	الأجور والرواتب			دخل التحويل	دخل الربح		صافي التحويلات من الخارج	صافي دخول الأفراد
القطاع العائلي		مساهمة الأفراد في دخل القطاع العائلي						دخل القطاع العائلي الممكن التصرف به .
القطاع الحكومي	ضرائب غير مباشرة	ضرائب مباشرة	ضريبة القيمة المضافة		دخل الربح			الدخل الحكومي
المنتجون	الربح							الربح
التراكم	استهلاك رأس المال الثابت		الادخار	الادخار			صافي التحويلات الرأسمالية	
الواردات	الطلب الوسيط		الاستهلاك					مجموع الواردات
المجموع	مجموع التكاليف	مصروفات الأفراد	مصروفات القطاع العائلي	النفقات الحكومية	الربح	التكوين الرأسمالي	مجموع الصادرات	

المصدر : Lager (1988) .

حساب الدخل :

وينقسم هذا الحساب إلى : الحكومة ، المنتجين والقطاع العائلي الخاص . فتستلم الحكومة الضرائب غير المباشرة من الصناعات ، ضريبة القيمة المضافة من المستهلكين والضرائب المباشرة من مكتسبي الدخل . فالعمود المعنون بالقطاع الحكومي « يبين الإنفاق على الاستهلاك ، التحويل (مثال المعاشات) والادخارات . والأرباح المكتسبة من النشاطات الإنتاجية تدفع للمساهمين وللحكومة كضريبة دخل . ويمكن مناقشة الدخل الخاص للقطاع العائلي تحت عنوانين رئيسيين هما الأفراد والقطاع العائلي . ويتضمن حساب الدخل للأفراد ، الأجور والرواتب ، التحويلات الحكومية ، دخل الربح والتحويل من العالم الخارجي . وينفق هذا الدخل بعد طرح ضريبة الدخل على القطاع العائلي . أما حساب الدخل للقطاع العائلي فهو الدخل الممكن التصرف به المولد من قبل الأفراد والذي ينفق على شراء المنتجات المحلية والمستوردة ، ويذهب جزء منه لضريبة القيمة المضافة والباقي للادخار . أما باقي الصفوف والأعمدة فإنه من السهل تفسيرها وتوضيحها . وتجدر الإشارة إلى أنه ليس هناك من مصفوفة (SAM) قياسية تخدم جميع أغراض التخطيط ، حيث توصف أنظمة مختلفة لأغراض مختلفة . فمثلاً : إذا كان الهدف من SAM هو توزيع الدخل فإنه من الضروري اللجوء إلى عدم التجميع (التفصيل) لحسابات القطاع العائلي حسب حجم الأسرة ، مجموعات الدخل ... إلخ .

وللانطلاق من مجموعة الحسابات إلى النموذج فإن ذلك يتطلب تقسيم أعمدة حسابات المدخلات ــ المخرجات حسب مجموعها ومعاملة المعاملات المنبثقة كمعاملات ثابتة . ويمكن استخدام علاقات المدخلات والمخرجات مجتمعة مع المعاملات الثابتة لاشتقاق المضاعفات التي من خلالها يمكن ترجمة التغيرات في الطلب النهائي إلى تغيرات في الإنتاج القطاعي . إن استخدام هذه المضاعفات قد مكن الاقتصاديين من تحديد القطاعات الرئيسية ، التي لها روابط خلفية وأمامية قوية . كما أصبح بمقدور الاقتصاديين تحليل آثار هذه المضاعفات إلى آثار مباشرة وغير مباشرة ، واختبار صحة استخدام تحليلات التوازن الجزئي (بمعنى إهمال الروابط غير المباشرة) .

وتتطلب النمذجة مع نظام مصفوفة الحسابات الاجتماعية (SAM) تصنيفاً للحسابات الخارجية والداخلية . فمثلاً ، يمكن إنجاز ذلك بدمج حسابات النشاطات والسلع وتصنيف الحسابات الأخرى على أنها خارجية . ومن خلال هذه المعالجة فإنه يصبح من المهم تقرير أي حساب ليكون خارجياً ، وفي الممارسة العملية فإن الحكومة أو بقية أنحاء العالم (العالم الخارجي) يمكن أخذها كحسابات خارجية . وبهذا الشكل فإن المضاعفات المشتقة هي

مشتقة طلب كاملة، مادامت لم تصنف أية قيود على العرض. فمثلا، بإعطاء التغير في معدل الاستثمار لكل قطاع، فإنه يمكن حل النموذج لمستوى التوازن الجديد لجميع الحسابات الداخلية.

وقد بذلت محاولات مبكرة لاستعمال هذه المضاعفات بواسطة Cline في عام 1972، و Weisskoff في عام 1970. وقد استكشفا الروابط من توزيع الدخل لبناء الطلب لبناء الإنتاج ثم العودة إلى التوظيف وتوزيع الدخل. وأخيراً فقد استخدم عدد من الاقتصاديين نظام مصفوفة الحسابات الاجتماعية للإمساك بقضية توزيع الدخل. (انظر Cohen (1989)، Thorbecke, (1982) Bulmer (1985) لمسح جيد في هذا الموضوع). وفي جميع هذه الدراسات، فإن فرضيات الخطية والمعاملات الثابتة قد قيدت مجال (نطاق) هذه النماذج في التعامل مع القضايا الهامة، مثل: تفاعل الطلب مع العرض وأثر تعديل الأسعار على إحلال كل من الطلب والعرض.

وكمثال على استعمال مصفوفة الحسابات الاجتماعية (SAM) في التخطيط الاقتصادي الكلي، فقد قام Lager في عام 1988 ببناء نموذج يسمح بالتفاعل بين كل من الإنتاج، خلق وتوليد الدخل، توزيع الدخل والاستهلاك، وذلك من خلال نموذج توازن في حالة السكون النسبي باستخدام تحليل المضاعف. يتطابق النموذج مع SAM المذكور في جدول (5.1)، ويتضمن ثلاثة نماذج فرعية: الإنتاج، الاستهلاك وتوزيع الدخل.

(أ) نموذج الإنتاج:

إن دالة ليونتيف الخطية المتجانسة للإنتاج مفروضة للقطاعات الإنتاجية.

وتعطى مصفوفة المعاملات الفنية من خلال:

$$A^d = W^d X^{\wedge -1}$$

$$A^m = W^m X^{\wedge -1}$$

حيث W^d و W^m هما مصفوفتان للمدخلات الوسيطة من منتجات محلية ومستوردة. و X' هي مصفوفة قطرية لمجموع منتجات الصناعات. وبالطريقة نفسها فإن معاملات الأجور والرواتب هي:

$$L^* = W^w X^{\wedge -1}$$

حيث W^w هي مصفوفة الأجور والرواتب برتبة (nXh).

وحسب Kalecki (1971)، فإن أسعار المنتجات المحلية يمكن أن تعطى من:

$$P^d = (P^m A^m + P^L L^* + t^q)(1 + r^\wedge)\left[I - (A^d + t^{\wedge v})(1 + r^\wedge)\right]^{-1}$$

حيث أن P^d = موجه صفي لأسعار المنتجات المحلية .
P^m = موجه صفي لأسعار المنتجات المستوردة .
t^q = موجه صفي لمعدلات الضرائب غير المباشرة المفروضة على كميات الإنتاج حسب فروع الصناعة .
$t^{\wedge v}$ = موجه معدلات الضرائب غير المباشرة المفروضة على قيم الإنتاج .
$r^\wedge$ = موجه صفي لمعاملات تكلفة رأس المال والأرباح حسب فروع الصناعة .

(ب) نموذج الاستهلاك :

يستخدم النموذج الخطي للإنفاق في نمذجة الاستهلاك لكل مجموعة من مجموعات القطاع العائلي. حيث من المفروض أن يكون للقطاع العائلي نفقاته الضرورية وادخاراته (أسعار ودخول مستقلة) . وباقي الدخل بعد المصاريف المسجلة سوف يخصص بنسبة ثابتة هي β . وهكذا ، فإنه يمكن كتابة الطلب على المنتجات المحلية في المعادلة :

$$P^{\wedge *} K^d = \beta^d \gamma^\wedge - \beta^d \gamma^{\wedge 0} + P^{\wedge *} \gamma^d$$

حيث أن

$$P^* = P^d (1 + b^\wedge)(1 + h^\wedge)$$

$$Y^0 = P^d \gamma^d + P^m \gamma^m + S^0$$

وحيث أن
P^* = موجه الأرقام القياسية لأسعار المشترين (المستهلكين)
K^d = مصفوفة الاستهلاك العائلي بأسعار المنتجين الثابتة برتبة (kXn) .
β^d = مصفوفة الميل الحدي للاستهلاك للمنتجات المحلية برتبة (hXn) .
Y^0 = موجه قيم مجموع التكاليف الضرورية المسجلة حسب مجموعات القطاع العائلي .
γ^m, γ^d = مصفوفات المشتريات الضرورية من السلع المحلية والمستوردة برتب (hXn)
S^0 = موجه الادخار المسجل حسب مجموعات القطاع العائلي .
b = موجه معدلات ضريبة القيمة المضافة حسب فروع الصناعة .
h = موجه صفي للهوامش التجارية حسب فروع الصناعة .

أما بالنسبة للطلب النهائي للقطاع العائلي للمنتجات المحلية فيمكن أن يعطى من خلال المعادلة :

$$K^d = CY^\wedge + K^*$$

وتعرف المصفوفتان C و K^* بالمعادلات التالية :

$$C = P^{\wedge d-1}(1+b^\wedge)^{-1}\beta^d$$

$$K^* = \gamma^d - C\gamma^{\wedge 0}$$

حيث أن γ^d و β^d هي معالم النظام الخطي للإنفاق .

(جـ) نموذج إعادة توزيع الدخل :

يوفر هذا النموذج آلية لتوزيع الدخل . فيتحدد مجموع الدخل الفردي القابل للتصرف بالمعادلات :

$$V = Lq + V^r$$

$$L = (I - t^`)P^{\wedge 1}L$$

حيث :

V = مجموع الدخل الفردي القابل للتصرف حسب إجمالي طبقات الأفراد .

t^l = موجه معدلات الضرائب المباشرة المفروضة على الأجور والرواتب حسب إجمالي دخول مجموعات (طبقات) الأفراد .

V^r = الدخل الخارجي القابل للتصرف (الأرباح ، المعاشات ، تحويلات أخرى وضرائب أخرى غير مباشرة) حسب طبقات الأفراد .

ويتوزع مجموع الدخول الفردية القابلة للتصرف على القطاع العائلي حسب المعادلة التالية :

$$DV = Y$$

حيث D = مصفوفة حصص مساهمات الدخل الفردي لمجموعة محددة من القطاع العائلي في مجموع الدخول الفردية .

ويمكن إعطاء هذه النماذج الثلاثة بواسطة معادلة لمصفوفات مجزأة ومنفصلة :

$$\begin{bmatrix} A^d & O & C \\ L & O & O \\ O & D & O \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q^d \\ V^r \\ Y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Ki + F^d \\ V^r \\ Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} q^d \\ V^r \\ Y \end{bmatrix}$$

حيث f^d هو الطلب النهائي الخارجي ، وحيث يتأتى حل هذا النظام من خلال :

$$\begin{bmatrix} (1-A^d) & O & C \\ -L & I & O \\ 0 & -D & I \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} K^*i+F^d \\ V^r \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} q^d \\ V \\ Y \end{bmatrix}$$

ويتم الحصول على مصفوفة المضاعفات التفصيلية من خلال المعكوس المجزأ لمصفوفة المعاملات :

	القطاع العائلي	الأفراد	الصناعات
الصناعات	$BC(I-DLBC)^{-1}$	$(BCD(I-LBCD)^{-1}$	$B(I-CDLB)^{-1}$
الأفراد	$LBC(I-DLBC)^{-1}$	$(I-LBCD)^{-1}$	$LB(I-CDLB)^{-1}$
القطاع العائلي	$(I-DLBC)^{-1}$	$D(I-LBCD)^{-1}$	$DLB(1-CDLB)^{-1}$

حيث $B=(1-A)^{-1}$

ويمكن تقديم التفسيرات التالية للمضاعفات المستعملة في الحل أعلاه :

β = معكوس مصفوفة ليونتيف ، ويمثل المدخلات المباشرة وغير المباشرة اللازمة لزيادة في الطلب النهائي (دون الأخذ بالحسبان آثار الدخل) .

LB = معيار الدخل المتولد من القطاعات الإنتاجية .

DLB = عائد الدخل العائلي المتولد بواسطة آثار الإنتاج .

CDLB = يمثل إدخال طلب نهائي إضافي خارجي متولد عن عوامل خارجية .

BCDLB = آثار إنتاج إضافية متولدة من زيادة خارجية في الطلب النهائي وآثار الجولة الأولى من إدخال عوامل داخلية من خلال آلية مضاعف الدخل .

$B(CDLB)^2$ = آثار إنتاج إضافية ناتجة عن عوامل خارجية ، وآثار الجولة الأولى والثانية .

يعتبر هذا النظام أداة فعالة لاستكشاف الآثار الناجمة عن عدد من السياسات على المتغيرات الداخلية . مثال ذلك ، تغير معدل الأجور ، معدل الضريبة غير المباشرة المفروضة على الأجور والرواتب ... إلخ .

وقد استخدم Lager في عام 1988 ، النظام أعلاه على بيانات تتعلق بالنمسا ، لاختبار أثر إدخال عامل خارجي من 100 شلن نمساوي على صناعات مختارة . وقد بين أن استعمال مضاعف ليونتيف مبسط يفسر ثلثي آثار مجموع الإنتاج تقريباً ، وآثار الإنتاج الإضافية الناتجة عن تقديم آلية مضاعف الدخل والتي تقدر بثلث مجموع الآثار . وللآثار الأخيرة أهمية معتبرة لإدخال عوامل خارجية في القطاعات الخدمية كثيفة العمالة . كما حلل آثار مضاعفات الدخل لمجموعات مختلفة من القطاع العائلي . كما ناقش Robinson في عام 1989 ، تطبيقات ممتعة لنماذج غير ساكنة باستخدام نظام مصفوفة الحسابات الاجتماعية (SAM) .

14. نماذج التوازن العام القابلة للاحتساب :

إن الافتراضات التقييدية لجميع نماذج المدخلات ـــ المخرجات ، بأشكالها الساكنة وغير الساكنة ، قد منعت من تطبيق النموذج لمنطقة اقتصادات السوق التي يلعب فيها تصحيح الأسعار وتعديلها دوراً هاماً في إمكانات الإحلال في كل من الإنتاج والطلب . ولهذا السبب ، فقد طور الاقتصاديون نماذج التوازن العام غير الخطية القابلة للاحتساب (CGE) للتعامل بشكل مبدئي مع خيارات السياسة التي تعمل من خلال حافز السعر . وقد استخدمت هذه النماذج في الحياة العملية لإعداد استراتيجيات متطورة مختلفة ، وتصميم سياسات تقلل من الفقر المصاحب لعمليات الإصلاح ومن زيادة التفاوت في توزيع الدخل .

وتعمل هذه النماذج على إظهار تفاعل مختلف المتعاملين الاقتصاديين (المستهلكين والمنتجين) عبر الأسواق ، وجَعْل سلوك المتعاملين في السوق أقرب إلى الكمال ، ودمج كل هذه التفاعلات والسلوكيات في معادلات النموذج . ويتطلب النموذج (CGE) تصنيفاً كاملاً لجانبي العرض والطلب في جميع الأسواق بما فيها القيم الاسمية للتدفق الدوري . وتقوم حسابات (SAM) بتزويد النموذج بنظام البيانات الأساسية اللازمة ، كما تمده نظرية التوازن العام بالدعامات التحليلية .

وهناك أربعة أساليب لحل نماذج التوازن العام (CGE) : الأولى : يمكن إنجازها بصياغة النموذج كنقطة ثابتة في تخطيط الأسعار إلى أسعار من خلال معادلات فائض الطلب ، ويتطلب الأسلوب الثاني صياغة النموذج كمعادلات غير خطية وحلها بواسطة تقنيات عددية ، والطريقة الثالثة تستوجب جعل المعادلات خطية وحل النموذج بأسلوب معكوس المصفوفة ، والطريقة الرابعة تتطلب صياغة وحل المشكلة كما هي كمشكلة برمجة غير خطية .

وفي السنوات الخمس عشرة الماضية ، وجد أن نماذج CGE هي أدوات لا غنى عنها للاقتصاديين المعنيين بالتنمية الاقتصادية . فبها أصبح بمقدورهم التعامل مع قضايا متعلقة

بالنمو بعيد المدى وبالتغيرات الهيكلية، تخصيص الاستثمار، خيارات استراتيجيات التنمية، توزيع الدخل، سياسة التجارة والتكيف الهيكلي للصدمات الخارجية. كما أصبحت هذه النماذج وسيلة لتكيف (أو تأقلم) الأقطار مع مستوى منخفض من الموارد الأجنبية ومع التغيرات في هيكل الإنتاج. انظر Lewis, Devarajan و Robinson (1986)، و (1989) Robinson لببليوغرافيا شاملة عن الأعمال التي تتناول نماذج التوازن العام (CGE) للدول النامية.[216]

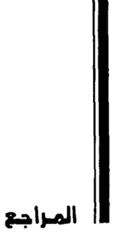
(216) قام Jurgenson و Hudson في عام 1974 بتطوير أسلوب جديد يستند إلى دمج النمذجة الاقتصادية القياسية وتحليل المستخدم المنتج. وتجسد في هذا الدمج منهجية جديدة لتحديد أثر السياسة الاقتصادية على كل من الطلب والعرض من الطاقة من خلال نموذج اقتصادي قياسي متكامل للاقتصاد الأمريكي.

15. خلاصة :

من الأجزاء السابقة أصبح من الواضح أن لنماذج المدخلات ــ المخرجات دوراً هاماً في صياغة السياسات الاقتصادية في الأقطار الأقل نمواً . وإن أكبر مساهمة هامة لهذه النماذج تتمثل في التصوير العددي لمختلف النشاطات الاقتصادية في الاقتصاد الوطني ككل . حيث يمكن لهذه النماذج أن تسهم في تحسين كفاءة الاقتصاد بتحقيق الاتساق في تخصيص الموارد ويمنع مصاعب الاختناقات والأزمات . كما أن هناك قضايا يمكن أن تدخل في نطاق المدخلات ــ المخرجات مثل تقويم المشروعات وبرامج تصنيع إحلال الواردات . كذلك فإن دمج نماذج المدخلات ــ المخرجات في نماذج كلية مع ما يرتبط بها من إنتاج وعوامل وأسواق النقود والسندات ، يقدم إمكانات مثيرة لتوسيع تطبيقات المدخلات ــ المخرجات لتشمل قضايا التنمية الاقتصادية الأخرى .

ويمكن تلخيص العقبات التي تواجه تطبيق نماذج المدخلات ــ المخرجات بما يلي : عدم توفر البيانات أو افتقار البيانات المصداقية إن توفرت ، التكلفة العالية لبناء النموذج والفجوة الطويلة بين تجميع البيانات وإكمال بناء النموذج . والمشكلة الأخيرة بالإضافة إلى الافتراضات التقييدية (العائد الثابت للإنتاج والمرونة الصفرية للإحلال) تجعل من النموذج المركب مثاراً للتساؤل حول مدى تمثيله للنشاطات الاقتصادية الحالية لذلك فإنه يجب تضافر الجهود من أجل تحسين اشتقاق المعاملات الفنية بوضع وتقدير دالة إنتاج مرنة لكل قطاع[217] .

(217) بالرغم من الحاجة الملحة لوجود برامج حاسب آلي تعالج مختلف التحليلات المتعلقة بالمدخلات ــ المخرجات ، إلا أنه ولسوء الطالع لم تتوفر أية برامج جاهزة على المستوى التجاري . ولدى كل من جامعة كامبردج وجامعة ميرلاند بعض البرامج المخصصة لمعالجة تطبيقات بعينها حول هذا الموضوع .



المراجع

Aigner, D. J. C. A. K. Lovell and P. J. Schmidt (1977)

«Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models», J. of Econometrics 6, No.1.

Almon, C. J. R. (1963)

«Consistent Forecasting in Dynamic Multi-Sectoral Model», Review of Economics and Statistics, 45.

Almon, C. J. R. (1984).

The INFORUM-IIASA International Systems of I-O Models, in Proceedings of the Seventh International Conference on Input-Output Technique, New York.

Bacharach, M. (1970).

Biproportyional Matrices and I-O Changes, Cambridge: Cambridge University Press.

Barker, T (1975).

«Some Experiments in Projecting Intermediate Demand», in Allen, R. I. G. and Gossing, W. F. (eds.), Estimating and Projecting in Output Coefficients, London: Input-Output Publishing.

Blitzer, C. R., P. B. Clark and L. Taylor, eds. (1975).

Economic-Wide Models and Development Planning», Oxford Press.

Bonnioi, J. (1983).

«The Relevance of Input Substation in the Industrial Model», European Economic Review pp.310-296.

Brown (1977).

«Price Formation Models and Economic Efficiency», in Abouchar, A. (ed.), The Socialist Price Mechanism Durham, North-Carolina: Duke University Press.

Bruno, M., Dougherty, C. & Fraenkel, M. (1970).

«Dynamic Input-Output, Trade and Development», in A. P. Carter & A. Broady. ed., Applications of Input-Output Analysis Amsterdam, North-Holland.

Bruno, (1972).

«Domestic Resource Costs and Effective Protection-Clarification and Synthesis», Journal of Political Economy, 80. pp-16-33.

Bulmer-Thomas (1977).

«A Model of Inflation for Central America», Bulletin of the Oxford Institute of Economics and Statistic, 39, pp.319-332.

Bulmer-Thomas (1982).

Input-Output Analysis in Developing Countries: Sources, Methods and Applications, John Wiley & Sons LTD.

Bulmer-Thomas (1988).

«Application of I-O Analysis for less Developed Countries», in Reading in I-O Analysis ed. by Ira Sohn, Oxford University Press.

Cameron, B. (1952).

«The Production Function in Leontief Models», The Review of Economic Studies, Vol.XX, No.51, p.52-69.

Carter, A (1970).

Structure Change in the American Economy, Cambridge, MA, Harvard Press.

Carter, A (1974).

«Energy Environment and Economic Growth, Bell Journal of Economics and Management Science, 5, pp.578-592.

Chakravarty, S (1969).

Capital and Development Planning, Cambridge Press.

Chenery, H. B. Clarck, P. G. & Cao-Pinna, V. (1953).

The Structure of the Italian Economy, Rome, US Mutual Security Agency.

Chenery, B. H. and P. G. Clarck (1959).

Interindustry Economic. New York, Wiley.

Chenery, H. B. (1979).

Structural Change and Development Policy, London Oxford University Press.

Cline, W. R. (1972).

Potential Effects of Income Redistribution on Economic Growth: Latin American Cases. New York: Praeger.

Cohen, S (1989).

«Multiplier Analysis in Social Accounting and Input-Output Frameworks: Evidence for Several Countries», in Frontiers of I-O Analysis, ed. By Ronald Miller, K. Polenske and A Rose, Oxford University Press.

Devarajan, S., J. D. Lewis. and S. Robinson (1986).

«A Bibliography of Computable General Equilibrium Models Applied to Developing Countries», Working Paper, No.400, Department of Agricultural Resource Economic, University of California, Berkeley.

Diewert, W. E. (1971).

«An Application of the Shepherd Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function», journal of Political Economy, 70, pp.115-146.

Evans, H. (1972).

«A General Equilibrium Analysis of Protection in Australia, Amsterdam: North-Holland.

Farrell, M. J. (1957).

«The Measurement of Productive Efficiency», Journal of the Royal Statistical Society, A 120, Part3, 253-281.

Field, K (1985).

«Input-Output Technology Forecasting: A Microeconometric-foundation Approach» Discussion Paper, Dept. of Economics, University of Strathclyde.

Freeman, d., G. Alperovich and I. Weksler (1985).

«Inter-regional Input-Output Model: The Israeli Case», Applied Economic, 17, pp.381-393.

Freeman, R. (1980).

«An Empirical Analysis of the Fixed Coefficients Manpower Requirement Models», J. of Human Resource, 15, pp.176-199.

Giarratani, F (1974).

«The Price Effects of Pollution Control», Environment and Planning, A, 6, pp.307-312.

Goreux, L. M. and Manne, eds. (1973),

Multi-Level Planning: Case Studies of the Ivory Coast. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.

Hamilton, D (1982).

The Ex-ante Technique, Discussion Paper, Fraser of Allander Institute. University of Strathclyde.

Harrigan, F. D. Hamilton and J. Walker (1982).

«Development of Multi-Sectoral Model of the Scottish Economic, Report on SSRC Research Program, Fraser of Allander Institute.

Harrigan, F. and Buchanan, J. T. (1982).

«A Quandratic Programming Formulation of a Constrained Matrix: An Application to Washington State I-O data, Discussion Paper No.24, Fraser of Allender Institute, University of Strathclyde.

Haring, J. & Van Deventer, A (1976).

«Indirect and Indirect Cost-Benfit Analysis», Review of Economics and Statistics, 60, pp.312-317.

Haveman, R. and Krutialla, J. (1968).

«Unemployment, Capacity, and Evaluation of Public Expenditures (Baltimore, John Hopkins University Press).

Hudson, E. A. and D. W. Jorgenson, J. (1974).

«U. S. Energy Policy and Economic Growth 1975-2000», Bell Journal of Economic and Management Science, 5, 461-514..

Isard, W and Langford, T (1971).

Regional Input-Output Study: Recollections, Reflections and Diverse Notes on the

Philadelphia Experience, Cambridge, Mass. MIT Press.

Jensen, R and G West (1980).

«The Effect of Relative Coefficient Size on Input-Output Multipliers», Environment and Planning, A12, No6.

Kalecka, M (1971).

«Selected Essays on the Dynamic of the Capitalist Economy», Cambridge University Press.

Kubo, Y., S. Robinson, and S. Urata (1986).

«The Impact of Alternative Development Strategies: Simulations with a Dynamic I-O Model», J. of Policy Modelling, 8, No.4, 503-529.

Lager, C (1988).

«The Use of Social Accounting Matrix for Comparative Statistic Equilibrium Modelling», in Input-Output Analysis, ed by Maurizio Ciaschini, Chapman and Hall.

Lecomber, J. R. C. (1975).

«A Critic of methods of Adjusting, Up-dating and Projecting Matrices», in Allen, R. G. and Gossling, W. F. (eds), Estimating and Projecting Input-Output Coefficients, London: Input-Output Publishing Co.

Leontief, W. W. (1951).

The Structure of the American Economy, 1919-39, Cambridge Mass: Harvard University Press.

Leontief, W (1956).

«Factor Propositions and the Structure American Trade: Further Theoretical and Empirical Analysis», Review of Economic and Statistic, 38, 486-407.

Leontief, W (1970).

«Environmental Reprecussions and Economic System», Review of Economic and Statistics, 52, pp.262-72.

Leontief, W, and Duchin, F. (1982).

Military Spending, New York, Oxford University Press.

Leontief, W & Duchin, F. (1986).

The Future Impact of Automation on Worker, New York, Oxford University Press.

Mann, A (1974).

«Multi-Sector Models for Development Planning: A Survey», Journal of Development Economics, 1, pp.43-69.

Matallah, K and F. L. Proops (1992).

«Algerian Economic Development (1986-79): Multiplier & Linkage Analysis, Economic System Research: Journal of International I-O Association, Vol.4, No.3.

Miernyk, W (1965).

The Element of I-O Analysis, New York, Random House.

Miernyk, W. (1970).

«Sampling Techniques in Making Regional Industrials Forecasts. Part IV, Vol.2, of A. P. Carter and Brody, Application of I-O Analysis, North-Holland, Publishing, Amsterdam-London, p.305-321.

Miernyk, W. (1977).

«The Projection of Technical Coefficients for Medium-Term Forecasting», in Medium-term Dynamic Forecasting.

Miernyk, W. H., Giarratani, F. & Socher, C. (1978).

Regional Impact of Rising Energy Prices, Cambridge, MA, Ballinger.

Miller, R. E. & Blair, P. D. (1985).

Input-Output Analysis: Foundations and Extensions (Engle-Wood Cliffs, N. J. Prentice-Hall).

Miernyk, W., A. Rose (1989).

«Input-Output: The First Year», Economic System Research, Vol.1, No.2.

Morrison, W. T. and Thumann, R. G. (1980).

«A Lagrangien Multiplier Approach to the Solution of a Special Matrix Problem, Journal of Regional Science, Vol.20, No.3.

Olav, Bjerkholt (1986).

«Experiences in Using Input-Output Techniques for Price Calculations», in Reading in I-O Analysis ed by Ira Sohn, Oxford University Press.

Costerhaven, J. (1983).

«Evaluating Land Reclamation Plans for Northern Friesland», Paper of the Regional Science Association, 52, pp.25-137.

Passinetti (1977).

Theory of Production, Cambridge University Press.

Fauker, F. Et al. (1976).

«Redistribution of Income Patterns, Consumption, and Employment», in Polenske and J. SKolka, eds., Advance in Input-Output Analysis, Cambridge, MA, Ballinger.

Perrella, R. De Clementi, M., M. Morciano, and A. Orlandi (1988).

«Cumulative Inflation and Dynamic I-O Modelling», in Input-Output Analysis», ed. by Maurizio Ciaschini, Chapman and Hall.

Pyatt, G. and Round, J. (1979).

«Accounting and Fixed Prices Multiplier in a Social Accounting Framework», Economic Journal, 89 (4), 850-73.

Qayum, Abul (1994).

«Inclusion of Economical Environmental Goods in National Accounting» Economic System Research, Journal of the International I-O Association, Vol.6, No.2, 1994.

Richardson, H. (1972).

I-O and Regional Economics, London, Weidenfield and Nicolson.

Riedel, J. (1986).

«Factor Proportions, Linkages, and the Open Developing Economy», in Reading in I-O Analysis ed.by Ira Sohn, Oxford University Press.

Robinson, S (1989).

«Multisectoral Models», in Handbook of Development Economics, Vol.11, edited by H. Chenery and T. N. Srinlvasan, Elsevier Science Publisher.

Rose, A. and Chenery, C. Y. (1988).

«Source of Change in Energy in the U. S. 1972-82», Working Paper, No.8707, Regional Research Instate, West Virginia University.

Rose, A and William Miernyk (1989).

«Input-Output Analysis: The First Fifty Years», Economic System Research, Vol.1, No.2, 1989.

Samuelson, P., R. Dorfman and R. Solow (1958).

Linear Programming and Economy Analysis, McGraw-Hill, New York.

Schaffer, W (1976).

On the Use of I-O Models for Regional Planning, Leiden: Martinus Nijhoff.

Simpson, D and Tsukui, J. (1965).

«The fundemental Structure of Production», Rev, of Eco. and Statistics, 47, pp.434-446.

Solomon Cohen (1989).

«Multiplier Analysis in Social Accounting and I-O Framework: Evidence for Several Countries, in Frontier of I-O Analysis, edit by R. Miller, K. Polenske and Adam Rose, Oxford University Press.

Stone, J. R. N. and Brown, J. A. C. (1963).

Input-Output Relationship 1954-66, No.3 in a Program for Growth, Dept of Applied Economics, Cambridge University.

Taylor, L. (1979).

Macro Models for developing Countries, New York: McGraw-Hill.

Thorbecke, E. (1985).

«The Social Accounting Matrix and Consistency-type Planning Models», in G. Pyatt and J. I. Round, eds., Social Accounting Matrices: A Basic for Planning, Washington, DC: World Bank.

Tilanus, C. B. (1960).

Input-Output Experiments. The Netherlands 1946-61. Rotterdam: Rotterdam Press.

Tinbergen, J. (1966).

«Some Refinement of the Semi Input-Output Method», Pakistan Development Review, 6, pp243-247.

Tokutsu, Ichiro (1994).

«Price-Endogenized I-O Model», Economic System Research, Journal of the International I-O Association, Vol.6, No.4.

Tsukui, J. (1972).

«Optimal Path in a Non-Linear Dynamic Input-Output System: A Generalization of the Turnpike Model», in A. Brody & A. Carter, eds., Input Techniques, Amsterdam, North-Holland.

United Nations (1968).

A System of National Accounts, Series F. No.2, Rev.3, New York: United Nations.

Weisskoff, R (1970).

«Income Distribution and Economic Growth in Puerto Rico», Argentina and Mexico», Review of Income and Wealth, 16: 303-332.



الجـزء الرابع

التطـورات الحديثـــة في توصيــف وتقديـــر نمــاذج عـــدم التـــوازن واستعمالها في الدول الأقل نمـواً مـع إشـــارة خاصـــة للأقطــار العربيـــة

تـأليف
الدكتور حسـن علي



التطورات الحديثة في توصيف وتقدير نماذج عدم التوازن
واستعمالها في الدول الأقل نمواً مع إشارة خاصة للأقطار العربية

1.مقدمة :

منذ Adam Smith والاقتصاديون مشغولون بتحليل « التوازن الاقتصادي » . وقد عرَّفوا التوازن بأنه « تعادل الطلب والعرض » في الأسواق « Walras, Marshal ... إلخ » . كما عرفوه بأنه « غياب التغيير » أو « حالة الرقاد والسكون » في الأسواق[218] .

ومن خلال نطاق التوازن العام التقليدي الحديث كما تم وصفه بواسطة Walras ، فإن جميع المتعاملين ــ المنشآت والمستهلكين ــ يفترض بهم أن يكون لديهم المعرفة التامة بمزايا وأسعار كل السلع في الاقتصاد الوطني . ولشرح عملية التبادل ، فقد قدم والراس قصة الدلال . حيث يبدأ الدلال عملية البيع بإعلان سعر معين . وإذا ما كان قرار البيع والشراء غير ممكن فإن الدلال يعدل السعر تبعاً لذلك حتى تتحقق قرارات الشراء والبيع باتساق آني في جميع الأسواق .

وبالطبع ليس هناك من دلال في الواقع العملي ولكن النظرية الاقتصادية تفترض تقليدياً كما لو أنه موجود . وإذا ما تقبل المرء فكرة توازن السوق أو التنظيم الذاتي « آلية تصفية السوق » فإن التوازن الاقتصادي له ثلاث خصائص رئيسية :

1. تعادل الطلب والعرض في جميع الأسواق .
2. يتحقق التوازن أساساً بواسطة تعديل السعر .
3. ردة فعل المتعاملين لإشارات السعر على وجه التحديد (82, Benassy) .

والنماذج الاقتصادية الكلية المبنية على الافتراضات أعلاه (المعروفة في الأدبيات بتوازن والراس) تخلف وراءها ــ حسب التعريف ــ ظاهرة مثل ظاهرة البطالة الإلزامية أو

---

(218) ومن الجدير بالذكر هنا أن التعريفات ليست دقيقة تماما ، حيث أن التوازن الاحتكاري يعني حالة السكون ولا يتطلب ذلك مساواة الطلب والعرض .

الاستخدام غير الكامل للموارد الاقتصادية التي تعتبر أساس الاقتصاد الكلي الكينيزي. وهكذا، فقد بنيت نماذج لتأخذ في حسابها البطالة المزمنة أو الاستخدام غير الكامل للموارد ومن ثم فتحت الباب لما تم الوصول إليه لاحقاً من «نماذج عدم التوازن الاقتصادي».

ومع بداية الخمسينات، فإن المعاني المتضمنة لعدم التوازن في سوق معين للعرض أو الطلب في أسواق أخرى قد تم إعادة تنظيمها. وإذا لم يتمكن العامل من بيع عمله الذي يرغب في بيعه بالسعر أو الأجر السائد ومن ثم لا يقدر على الاقتراض، فكيف يمكن أن يؤثر ذلك على قرارات الاستهلاك لديه؟ وإذا لم يقدر المستهلكون على شراء جميع السلع التي يرغبونها بالأسعار السائدة، فكيف يؤثر ذلك على المعروض من العمال أو طلبهم على النقود والأصول الأخرى؟ وإذا لم يتمكن المنتجون من بيع كل الإنتاج الذي يرغبون ببيعه بالأسعار السائدة، فكيف يؤثر هذا على طلبهم على العمل؟ (1990, Fischer, Dorn Busch).

ويجيب الاختلال (عدم التوازن) الاقتصادي على الأسئلة المذكورة أعلاه بواسطة صياغة نموذج اقتصادي يأخذ في الحسبان (ضمنياً) التقييدات أو القيود (بالأحرى الكمية منها) على القرارات التي يواجهها كل من القطاع العائلي وقطاع الأعمال. ومن الطبيعي، أن الخاصية الأساسية لمثل هذه النماذج هي فرضية أن الأجور والأسعار لا تتحرك بشكل سريع (جمود أو ثبات الأجور والأسعار)، وبالتالي فإن الأسواق لا تتزن وينبثق الاختلال (عدم التوازن).

وهناك مصدر آخر لاختلال السوق بالإضافة إلى التعديل غير الكامل للأسعار، وهو التحكم في الأسعار (أو الأسعار المحكومة). وقد كان المصدر الأخير قضية الاهتمام الرئيسية في الاقتصاديات المخططة مركزياً، وقد انبثق عدد من الدراسات الجيدة عن هذا الموضوع في هذه الأقطار[219].

وهكذا، فإن الاختلال الاقتصادي كان معنياً بحالة الاقتصاد عندما: (1) تكون بعض الأسواق في حالة توازن. (2) التصحيح أو التعديل يتم بالكميات كما هو الحال بالأسعار. (3) يستجيب المتعاملون لإشارات الكمية كما هو الحال لإشارات السعر.

---

(219) من المهم الإشارة إلى أن حالة التحكم في الأسعار أو (الأسعار المحكومة) هي مختلفة عن تلك المتعلقة بالأسعار الثابتة بالنسبة لمضامينها تجاه اختلال السوق. ففي ظل الأسعار الثابتة غالباً ما يكون السوق خارج التوازن. أما في ظل الأسعار المحكومة فإن السوق يكون في بعض الأوقات متوازناً وفي أوقات أخرى مختلاً، 75, Mackinnon.

لقد شهدت السنوات العشرون الماضية تطورات كبيرة في مجال الاختلال الاقتصادي. وقد ارتبط التقدم في هذا المجال بأسماء Monfort, Benassy, Laffont, Gourieroux, Jaffee, Fair Kooiman, Quandt، و Derez، كما ساهم كثيرون آخرون في تحسين فهم هذا الموضوع. وعلى الرغم من التطور الجيد الذي شهدته نظرية الاختلال، إلا أن مضامينها التطبيقية لا زالت متخلفة، مصطدمة بصعوبات في التقدير. فهناك شكوك محيطة بها، إذ أنه على الرغم من فوائدها في مناقشات نظرية الاقتصاد الكلي، إلا أن نماذج الاختلال تبقى معقدة جداً لتطبيقها أو لتضمينها بنجاح في الاقتصاد القياسي (Glen Rubebusch, 2:1987).

إن مسح التطورات الراهنة أو الحديثة في تصنيف وتقدير نماذج عدم التوازن بالنسبة لمدى تطبيقها في الأقطار النامية سيكون الهدف المحوري لهذه الدراسة. وسوف يخصص الجزء القادم لمسح مختصر عن النشوء التاريخي لنماذج الاختلال الاقتصادي، مطعم بمحاولة لإعطاء القارىء تقويماً للموضوع في مراحل تطوره المختلفة. والجزء الثالث، الذي هو جوهر هذه الدراسة، سيتناول مسح نماذج عدم التوازن المختلفة في إطار أسواق فردية وفي إطار أسواق متعددة. وسيناقش أيضاً الطرق الأساسية للتقدير، وسيخلص هذا الجزء باستعراض نموذج عدم توازن العمل كنموذج لمثل هذه الدراسات. ويناقش الجزء الرابع اختبار عدم التوازن بالإضافة إلى مسح لآخر الدراسات التجريبية أو التطبيقية. وسيختم الجزء الخامس الدراسة باستعراض مفصل لأحدث نموذج أوروبي للبطالة على اعتبار أن هذا النموذج هو أكثر النماذج قابلية للتكيف وأكثرها مرونة. كما سيتم توصيف النموذج، طريقة التقدير، والنتائج المستنبطة عنه. وستختتم الدراسة ببعض التحليل المقارن لنتائج النموذج الأوروبي فيما يتعلق بتضميناته خاصة بالنسبة للسياسات الخاصة بالدول العربية.

2. التطور التاريخي لاختلالات (عدم توازن) السوق:

منذ النظرية العامة لـ Keynes في عام 1936 وفكرة عدم تصفية (توازن) السوق (سوق العمل في هذه الحالة) تثير جدلاً وخلافاً هامين. ويعود الفضل لـ Don Patinkin بفتح الباب أمام إعادة تفسير ضمني للاقتصاد الكينيزي كاقتصاديات عدم توازن السوق. وقد كان باتينكين يحاول، وبنوع من التفصيل، الإجابة على ما كان يطلق عليه في الأدبيات الاقتصادية «مشكلة Dunlop- Tarshis». إن المشاهدات التجريبية لحركة الأجور الحقيقية عبر الدورة الاقتصادية أشارت إلى أن الأسعار الحقيقية تسير باتجاه الدورة الاقتصادية وليس باتجاه معاكس لها، كما يتوقع من منشأة تعظم الأرباح. فالمنشأة المعظمة للأرباح هي في حالة

توازن إذا كانت الإنتاجية الحدية للعمل مساوية لمعدل الأجر الحقيقي. وهذا التعادل أو التساوي يحدد مستوى التوظيف (العمالة). وإذا تم تجاهل تغيرات الإنتاجية، فإن الطريقة الوحيدة لحفز التوظف في هذا الوضع هي بتخفيض معدل الأجر الحقيقي، ولكن العمل التجريبي لكل من دنلوب وتارشيس ينبئنا بقصة مختلفة.

ولحل هذه المشكلة، فقد ميز Patinkin بين الوالراسية (Walrasian) وعروض التجارة الفعالة. فأخذ في اعتباره الحالة التي تكون فيها المنشآت متنافسة. وهذا يعني أن المنشأة تدرك أنها لا تستطيع السيطرة على الأسعار السائدة وفي الوقت نفسه لا تستطيع بيع إنتاجها مع تعظيم أرباحها. فإذا كانت الأسعار جامدة (تتصحح ببطء)، فإن أفضل ما يمكنهم عمله على المدى القصير هو تعديل الإنتاج لمستويات مساوية للمبيعات المتوقعة. وعليه، فقد بين في نموذجه أن الطلب على العمالة يعتمد على توقعات المنشأة (المنتج) لكمية الإنتاج التي يمكن أن يبيعها، وليس فقط على مستوى الأجور الحقيقية، مع التسليم بأن ارتفاع البطالة في سوق العمل ظاهرة ممتدة[220].

وقد قام Clower في عام 1965 بتحليل مشابه لتحليل باتينكين، باختلاف أن تعمقاً عاماً قد أعطي لسلوك القطاع العائلي الذي كان موضوعاً لتحليلاته. وفي محاولة لإعطاء أساس جزئي قوي لدالة الاستهلاك الكلي الكينيزية، فقد افترض كلور أن القطاع العائلي في ظل عدم وجود توازن (clearing) لأسعار السوق سيدرك وجود قيود على إمكانات المتاجرة ويأخذ هذه الضمنية في حساباته في عمليات تعظيم الاستخدام. مع إعطاء مثل هذا الإدراك للقيود الكمية، فقد كانت المسألة واضحة ومباشرة لكلور أن دوال الطلب يجب أن تعتمد على الكمية كما هي تعتمد على السعر النسبي.

ويدعي كلور أن دوال الطلب المشتقة من تعظيم الاستخدام الخاضع فقط إلى قيد الميزانية عبارة عن دوال «بدوال (النظرية) المتصورة». ويفترض الوكيل أو المرشد (المتعامل) أن مستوى التحويل المرغوب يمكن أن يتأثر دون مواجهة قيود كمية سواء في أسواق السلع أو أسواق العمل. وعلى أية حال، إذا أخذ المتعامل (المرشد) حساب القيود المدركة في سوق العمل مثلاً، عندما يكون الطلب متجسداً في سوق السلع، إذاً ويصف كلور ذلك «كدالة الطلب الفعال»، وهي الفكرة أو المفهوم الذي استخدم بشكل مكثف في معنى الاختلال الاقتصادي (اقتصاديات عدم التوازن).

---

(220) ومما يجدر ذكره في هذا السياق أن (1953) Bergson, (1953) Grossman, (1951) Hansen, (1948) Dobb, 1954 و Granick و (1955) Holzman، قد عرضوا أفكاراً مشابهة ولكنها غير مكتملة.

وفي الفترة الواقعة بين 1965 و 1975 ظهر إلى الوجود موجه (مجموعة) من الدراسات عن الاختلال الاقتصادي . ويمكن إجراء تمييز واضح بين مدرستين فكريتين في هذه الدراسات . حيث ركزت المجموعة الأولى مجهوداتها على اشتقاق أساسيات الاختلال الاقتصادي الجزئي بينما جعلت المجموعة الثانية من النماذج الاقتصادية القياسية للاختلال محور أبحاثها .

فاعتبرت المدرسة الأولى أن القصور في النظرية الكينيزية ينبثق أساساً من عدم وجود أساس جزئي لظاهرة الاختلال التي تم إدراكها في سوق العمل . وقد فكر قادة هذه المدرسة أن الاختلال قد تمت معاملته بشكل خاص في الغالب لجميع النماذج التجريبية للنظرية الكينيزية . وهكذا فإن الجهود قد تركزت حول تطوير أسس سلوكية للاختلال الاقتصادي (اقتصاديات عدم التوازن) .

فبينما كان عمل باتينكين وكلور المجدد سابقاً بالإضافة إلى باتيسي (73) Zereze (75) ، كانوا يحاولون عمل هذا الربط من خلال ما تم توضيحه أعلاه بما يسمى « فكرة الطلب الفعال » ، فقد حاول Leijonhufvud (68) و Kornai (71) تحقيق الهدف نفسه من خلال « عملية تعديل لتصحيح الكمية -Tatonnement » . وحسب ليجونهجوفيد ، فإن الثورة الكينيزية تنطلق من التعديل الكمي لكونه أسرع من تعديل الأسعار بشكل ملحوظ . وهكذا ، فإن النسخة الكينيزية لعملية التلمس «Tatonnement» يمكن توضيحها بسهولة في اقتصاد بسيط عبارة عن أسرة مفردة ومنشأة مفردة كما في النمط التالي :

في يوم السوق يبدأ الدلّال العملية بإعلان موجه سعر مختار عشوائياً والذي هو ثابت على المدى القصير . وبالتالي تعلن المنشأة عرضها للسلع وطلبها على العمل . وبالمثل تقوم الأسرة بإخبار الدلّال حول طلبها على السلع وعرضها للعمل . وإذا ما افترض أن جولة الطلب والعرض الأولى ينتج عنها فائض في العرض في كل من سوقي السلع والعمل ، فإنه لن يحدث تبادل وبالتالي تستمر عملية التلمس ، وفي الخطوة الثانية يقوم الدلّال بإخبار المنشأة عن كميات السلع التي يرغب القطاع العائلي (أسرة) ، والأسرة تعلم حول كميات العمل التي ترغب المنشأة بتوظيفها أو شرائها . وبالتالي تستخدم القيود الكمية الناتجة من الجانب القصير لكل سوق ، مجتمعة مع الجولة الأولى للأسعار مثل القيود على مشكلة القرار للمنشأة والقطاع العائلي في الجولة الثانية ، وتستمر هذه العملية المرسومة حتى يلاحظ أن صفقات العمل والسلع تقارب أو تميل باتجاه الطلب الفعال عندما تستخدم القيود المدركة مجتمعة مع الأسعار الثابتة مثل القيود على مشكلة القرار لكل من المنشأة والأسرة . كما أسهم كل من Barro-Grossman (74,71), Bensassy, (75) Malinvaud, (77) و Portes و Muelbaur (78) .

من خلال ما أطلق عليه « أنظمة الاختلال » وطبيعة « توازن السعر الثابت » .

وقد كان بارو وجروسمان أول من بين كيف أن أفكار باتينكين وكلور يمكن دمجها معاً فيما يسمى بنموذج الاختلال العام ، حيث يحدث التبادل المتسق في ظل أسعار ثابتة لسوق غير متزنة للأسعار . وباستخدام المثال المبسط المشار إليه أعلاه ، لاقتصاد يتكون من عائلة واحدة ومنشأة واحدة فقد تمكن بارو وجروسمان في ورقتهما الوليدة في عام (1971) من التمييز بين وضعين أو مركزين اختلاليين مختلفين بشكل أساسي .

الوضع الأول هو فائض العرض العام ، ففي متجه السعر (الأساسي) هناك فائض في المعروض من كل من العمل والسلع . ويعني ذلك أن هناك بطالة أو نقصاً في التوظيف ، ويعود السبب في ذلك إلى عدم كفاية الطلب الكلي . والنظام الآخر أو الوضع الآخر يتميز بفائض الطلب العام ، بمعنى فائض الطلب في كل من أسواق السلع والعمل . وهكذا ، فإن المنشأة تدرك قيداً على طلبها للعمل كما يدرك القطاع العائلي (الأسرة) قيداً على طلبها للسلع . حيث أن الأسعار والأجور ثابتة ولا يمكن رفع فائض الطلب في المدى القصير ، ويطلق على هذا الوضع التضخم المكبوح[221] .

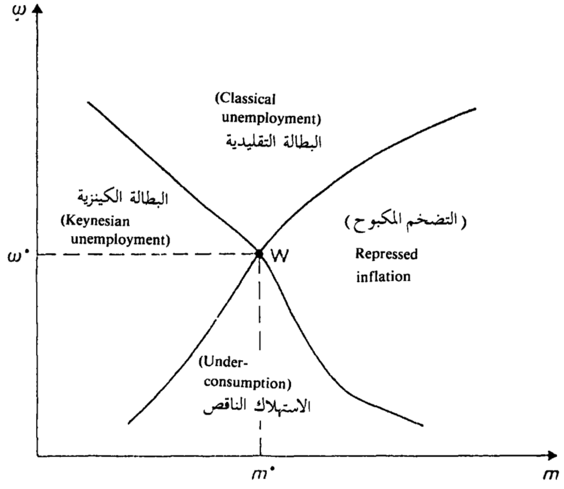
وهناك وضع اختلالي آخر تم تحليله في آخر عمل لبارو وجروسمان (76) هي حالة فائض الطلب على السلع وفائض العرض للعمالة . وقد سمي هذا الوضع بالبطالة التقليدية ، نظراً لحقيقة أن العلاج التقليدي الحديث والفعال للبطالة هو تخفيض الأجور .

ويضاف إلى ما ذكر وضع آخر عرف بحالة الاستهلاك الناقص . وفي هذه الحالة التي نوقشت مبدئياً بواسطة Malinvaud (77) ، Muelbauer و Ports (78) ، حيث أخذ بعين الاعتبار الإطار غير المؤقت (الدائم) مع السلع غير القابلة للتلف أو الفساد . وتتميز هذه الحالة بفائض العرض من السلع وفائض الطلب على العمل . والشكل التالي يوضح أنظمة الاختلال الأربعة من خلال استخدام منحنيات العرض والطلب البسيطة .

وقد ركزت المجموعة الثانية من العلماء أعمالها على تطوير وتحسين النماذج الاقتصادية القياسية للاختلال الاقتصادي . ويعود الفضل لفير (Fair) وجافي (Jaffee) 72 ، في تطوير أول نماذج اقتصادية قياسية لعدم التوازن بشروط الحد الأدنى .

---

(221) ويطلق على هذا الوضع أيضاً إقليم -Hansen ، نظراً لحقيقة أن Best Hansen (51) ، كان أول من حلل هذا الوضع الاختلالي في دراسته عن التضخم .



أوضاع (مراكز) الاختلال الاقتصادي

1-1	$D_t = \alpha_1 P_t + \beta_1 X_{1t} + U_{1t}$	(دالة الطلب)
1-2	$S_t = \alpha_2 P_t + \beta_2 X_{2t} + U_{2t}$	(دالة العرض)

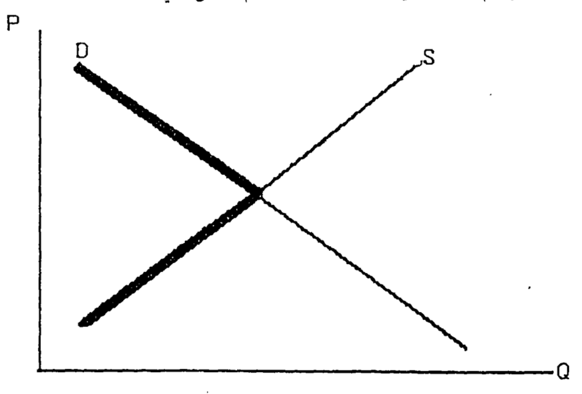
حيث أن X_1 و X_2 هي مجموعة المتغيرات الخارجية التي تحدد الطلب والعرض على التوالي. X_{1t}, X_{2t}, P_t والكمية المتعاملة Q_t هي كلها يمكن مشاهدتها. إن شرط التوازن في اقتصاديات والراس Walrasian ($Q_T = D_t = S_t$) تم استبداله بنموذج F.J. (Fair and Jaffee) بواسطة المعادلة الآتية:

$$1-3 \qquad Q_t = \text{Min}(D_t, S_t)$$

إذا كانت $S_t < D_t$، فإن الكمية المشاهدة Q_t هي في دالة العرض.

إذا كانت $S_t > D_t$، فإن الكمية المشاهدة Q_t هي في دالة الطلب.

وقد تم تبيان ذلك في Maddala (86) باستخدام الشكل التالي :



حيث تبين الخطوط الكثيفة القيم المشاهدة .

في التوصيف سالف الذكر أعلاه X_{1t}, X_{2t} وكذلك P_t هي عبارة عن متغيرات خارجية . وبالتالي إذا علمت أن أي المشاهدات Qt تنتمي إلى الطلب وأيتها تنتمي إلى العرض ، فإنه لا يمكن تقديرها من خلال استعمال طريقة المربعات الصغرى العادية ، كما أشير إليه بواسطة نموذج F—J ، ويعود ذلك لاقتطاع العينة والارتباط الموجود بين البواقي وبين المتغيرات الخارجية .

بينما اقترح F—J طرقاً أخرى للتقديرات ذات علاقات متبادلة (بمجموع ست طرق) ، فقد صنف Maddala (86) طرق F—J بثلاث فقط هي : (أ) طريقة التوازن (ب) الطريقة الاتجاهية ، و(ج) الطريقة الكمية . وسيتم تفصيل هذه الطرق في الجزء القادم (3) .

وكما تم توضيحه آنفاً ، فقد كان عمل F—J حديثاً وغريباً بعض الشيء ، حيث أنه كان يدعو إلى التحسين . فبعد أن استعرض كل من Amemia (74) ، Goldfeld و (72) Quandt و Maddala و Nelson (75) نموذج (F—J) فقد اقترحوا مزيداً من التحسينات في الجزء الخاص بالنمذجة وكذلك في أسلوب التقدير . فاقترح جولد فيلد وكوانت تغيير طرق

(طريقة) الانحدار . كما يبين أميميا ومادالا ـــ نيلسون كيف أن التحليل الإحصائي الصحيح لهذه النماذج يعتمد على استعمال طرق للمتغيرات التابعة ـــ المحددة .

وظهرت المجموعة الثانية من الكتابة في هذا الموضوع خلال الفترة 1976-1990 . وكما كان عليه الحال في الفترة الأولى ، فإنه يمكن تصنيف الكتابات بمدرستين رئيسيتين . فمثلاً تمت صياغة أساسيات الاقتصاد الجزئي بواسطة كل من Grossman و Barro (76) ، (77) Grandmont ، (80) Drazen ، (82) Benassy ، (82) Silvetre ، (85) Laffont ، وفي الجانب الآخر ، تمت صياغة النمذجة الاقتصادية القياسية بواسطة Quandt (88,82,78) ، (Gourieous, (80) Ito وزملائه (80) و (86) Maddala .

وحيث أن اهتمامنا في هذه الدراسة يقع ضمن دائرة الاقتصاد القياسي فإنه من الأهمية بمكان تصنيف نماذج هذه المدرسة من ناحية الكتابات المتعلقة بها إلى نوعين :

(1) نماذج الاختلال المحددة (الظاهرة أو المباشرة) :

تم تكييف هذه النماذج من F—J . وافترض فيها فائض الطلب . وقد افترض بشكل أكثر تحديداً ، أن معدل فائض الطلب هو المؤشر الوحيد لاتجاه كما هو لحجم التغير في مستوى الأسعار . وهكذا ، فإن فائض الطلب يقصد تمثيله بواسطة المؤشرات التركيبية المشاهدة . Green & Higgins ,(1977) .

إن التطبيقات المشتقة من النماذج أعلاه قد تم تضمينها في Charmzo و (1987) Giernsz ، Welfe (1983) ، و Gronick (1988) .

(2) نماذج الاختلال الأكثر عمومية (الضمنية أو غير المباشرة) :

اشتقت هذه النماذج من عمل بارو ـــ جروسمان (1976) ومن الاقتصاد القياسي لمادالا ـــ نيلسون (MN,1975) وجولدفيلد وقواندت (1975) . وقد استخدمت هذه النماذج معادلات الطلب والعرض زائداً شروط الحد الأدنى ولكن بدون أية فروض عن فائض الطلب . وهذه النماذج هي أكثر عمومية من تلك النماذج المحددة أعلاه . وببعض من التفصيل ، فإنه إذا كانت هناك أسباب للاعتقاد أن فائض الطلب ليس هو المؤشر الوحيد لاتجاه أو حجم التغير في السعر ، فإن هذه المعلومات سوف يتم دمجها في هذه النماذج بسهولة وذلك بإدخال حدود التقلبات في وضع معادلة السعر . وهكذا فإن النموذج يصبح عشوائياً بمفهوم الاقتصادي القياسي . وإضافة إلى ذلك ، فإن المتغيرات الخارجية الأخرى التي يعتقد بأنها تؤثر على معدل التغيير في مستوى الأسعار ، سيتم تضمينها أيضاً في توصيف قانون وضع ـــ السعر .

إن تطبيقات هذه النماذج وجدت في Ports و winter (1980)، Ports وآخرون (1987)، Burkett (1988)، lambert (1988) و Quandt (1988).

وتستحق أعمال كل من Lambert و Quandt اهتماماً خاصاً واستعراض أمثلة لآخر التطورات في هذا المجال. هذا ويعتبر لامبرت امتداداً «لإطار عمل بارو ـــ جروسمان والذي سمح لبعض الأسواق الصغيرة أن تكون في حالة فائض طلب، ولأسواق أخرى في الوقت نفسه أن تكون في حالة فائض العرض". وباستخدام طريقة التنقية عن طريقة «السلاسة بالتجميع»، فإن عمل كل من Muelbauert و Mailnvaul، قد بيَّن أن تجميع شروط الحد الأدنى لعدد كبير من الأسواق الصغيرة (السويقات) في التوازن يمكن تقريبها بواسطة منحنى تعاملات منقى أو ناعم. وهكذا، وفي سياق سوق العمل استخدم المؤلف التكنيك المذكور أعلاه كمثال لمنهجيته. فكان قادراً على التحديد بوضوح للوجود المشترك للبطالة والوظائف الشاغرة.

وقد كان Quandt في عام (1988) امتداداً لعمل Maddala (86) وذلك في محاولة للإجابة على المسألة الاقتصادية القياسية التالية القابلة للتطبيق: كيف يمكن استنتاج أن نموذج اختلال محدد متناسق مع جميع المشاهدات المتطابقة لفائض الطلب أو (العرض)؟ وقد شرح أو فسر Quandt أن أكثر الطرق الناجحة أو المفيدة في التقدير تميل باتجاه الأخذ بطريقة الإمكان أو الاحتمال الأعظم، حيث أنها أكثر ملاءمة لنماذج «المتغيرات الوصفية». وهذه النماذج الأخيرة قد تأكد استعمالها في تحليل الاختلال بواسطة مادالا (1987). إن تبرير استعمال نماذج متغيرات مستقلة محدودة (LDV) ينبثق من حقيقة أنه في الوضع الاختلالي يكون كل من الطلب والعرض غير قابلين للمشاهدة، ومن ثم فإن المتغيرات الكامنة غير القابلة للمشاهدة هي حاضرة وموجودة. وهذه هي خاصية جميع نماذج LDV، ومثال ذلك Logit, Tobit, Probit وتحويل الانحدار. إضافة إلى ذلك، فإن نماذج الاختلال الاقتصادي لها ميزة أساسية خاصة لا تشاركها فيها نماذج LDV، وهي أن الأوضاع الدقيقة ليست معروفة تماماً.

3. مسح النماذج النظرية (صياغة، الطريقة، المشكلة)

(أ) الإطار النظري للسوق الجزئي:

اتضح من المسح أو الاستعراض المرجعي لنماذج الاختلال الاقتصادي، أن هناك توصيفات مختلفة مع أن الإطار العام غالباً ما يكون متطابقاً. حيث أن جمود الأجور والأسعار وثباتها وبطء استجابتها هي النمط المميز لمعظم النماذج. وعلى أية حال، فإن الصفة

المميزة تختلف قليلاً من نموذج إلى آخر . وفي هذا الجزء سوف تقسم هذه التوصيفات المختلفة إلى مجموعات متجانسة من النماذج .

وسوف يتم تقديم الخصائص الرئيسية للنماذج ، كما سيتم استعراض المشاكل المشتركة المصاحبة لها كما يلي :

نماذج التعديل (الضبط) الجزئي :

لقد ناقش بالتفصيل كل من Jonson و Taylor (1977) ، Rosen و Nadiri (1974) ، Bergstorm و Wymer (1976) ، و Maddala (1987) نماذج الاختلال الاقتصادي بشكل تعديل جزئي .

وقد فسر مادالا (1987) هذه النماذج ، بافتراض أن قيمة Y_t المثلى أو الأفضل لـ Y في الفترة الزمنية t تؤدي إلى تعديل التكلفة أو العناصر الأخرى . وبالتالي ، فإن المنشأة y تعدل Y_t لمستوى Y_t ولكن تقوم فقط بإجراء التعديل الجزئي من خلال المعادلة الآتية :

$$(1-4) \qquad Y_t = Y_{t-1} + \lambda(Y^*_t - Y_{t-1})$$

حيث λ هي بعض الأرقام بين الصفر والواحد . كما قد تعكس λ أيضاً تكلفة عدم التوازن وتكلفة إجراء التعديل للوصول إلى المستوى الأمثل أو الأفضل (1967, Griliches) لذلك فإن المنشأة تستهدف نوعين من التكلفة : التكاليف خارج التوازن (الأرباح السابقة) ، وتكاليف التعديل . وإذا كان يمكن تقريب هذه التكاليف بواسطة الحدود التربيعية ، فإن دالة الخسارة الكلية أو الشاملة للمنشأة قد تأخذ الصورة التالية :

$$(1-5) \qquad L = \alpha(Y_t - Y_t^*)^2 + \beta(Y_t - Y_{t-1})^2$$

حيث يقيس الجزء الأول من معادلة التكاليف خارج التوازن (كلفة عدم التوازن) ، كما يقيس الجزء الثاني تكلفة إجراء التغيير . وهكذا ، فإننا يمكن أن نحصل من (1-5) على المعادلة الآتية :

$$(1-6) \qquad dL / dY = 2\alpha(Y_t - Y_t^*) + 2\beta(Y_t - Y_{t-1}) = 0$$

وبحلها لـ Y_t تصبح المعادلة كالتالي :

$$(1-7) \qquad Y_t = Y_{t-1} + (\alpha / \alpha + \beta)(Y_t^* - Y_{t-1})$$

وبمقارنة (7-1) بـ (4-1) فإنه من الواضح أن معامل التعديل λ يعتمد على نسبة تكلفة الحدية لعدم التوازن إلى التكلفة الحدية للتعديل . وعليه فإن ارتفاع تكاليف التعديل تعني بطئاً في معدل التعديل .

وقد حدد أو ميز مادالا (1987) أن حد الاختلال الاقتصادي يشير إلى الحالة غير المثلى ... وإذا ما تمت صياغة النموذج بشكل ملائم مع الأخذ في الحسبان تكاليف التعديل في اشتقاق القيمة المثلى (Y) ، فإن الاختلال سوف يختفي . وبهذا المعنى فإن نموذج الاختلال هو نموذج محدد بشكل غير تام (ص292) .

وبناءً عليه ، فإن نموذج التعديل الجزئي لا يجسد الخصائص الرئيسية للاقتصاد النامي . بمعنى أن فائض الطلب (العرض) كظاهرة شائعة هو في محور كل الأسواق تقريباً . ويبدو أن نماذج التعديل الجزئي تحدد أو تعرف الاختلال عندما يفشل المتعاملون في الوصول إلى الحالة المثلى في فترة معطاة ، وحتى لو كانت الأسعار في كل فترة تتأقلم (تتعدل) ببطء للوصول إلى تعادل العرض والطلب . وهذا يتعارض مع الحالة التي تفشل فيها الأسعار في تصفية السوق . وبالتالي، يواجه بعض المتعاملين اقتصاداً في استهلاك بعض السلع (حيث أنهم لا يقدرون على الحصول على جميع السلع التي يرغبونها في الأسعار السائدة) . إن التعريف أو التوصيف الأخير هو المفترض أن يسود في الأقطار الأقل نمواً (LDC) . إذاً ، فإن هناك أنماطاً أخرى من النماذج يمكن أن تكون أكثر ملاءمة في هذا المجال للدول الأقل نمواً . وكما سنلاحظ في وقت لاحق ، فإن بعض العناصر المتعلقة بنطاق التعديل الجزئي قد تستخدم في نماذج أخرى أيضاً .

نموذج فير (Fair) وجافي (Jaffee) :

لقد تم تقديم هذا النموذج في الجزء (2) ، وسيتم استرجاعه واستخراجه هنا من أجل مزيد من التوضيح :

$$D_t = \alpha_1 P_t + \beta_1 X_{1t} + U_{1t}$$
$$S_t = \alpha_2 P_t + \beta_2 X_{2t} + U_{2t}$$
$$Q_t = M_{in}(D_t, S_t)$$

وكما أوضح سابقاً فقد كان هذا هو النموذج الأول لعرض فكرة أو مفهوم شرط الحد الأدنى . وقد صنف مادالا (1987) طرق تقدير نموذج F-J إلى ثلاث فئات يمكن تفصيلها كما يلي :

(أ) طريقة التوازن :

وقد افترض في هذه الطريقة $D_t = S_t$. وهكذا فإن المعادلات (1-1) و (1-2) تشكل نظام المعادلات الآنية . وتصبح P_t و Q_t متغيرات داخلية . وبالتالي فإن نظام المعادلات سوف يستخدم عادة في طريقة المعادلات الآنية . وقد تظهر مشكلة التمييز ، حيث لا يعمل النظام حتى يتم تمييز المعادلات بشكل ملائم .

(ب) الطريقة الاتجاهية :

وفي هذه الطريقة ، إذا ما تم تعريف فائض العرض في السوق المعني بإشارة (P_t) ، وإذا ما كان $P_t - P_{t-1} > 0$ ، فإنه يعرف أن هناك فائضاً في الطلب . وإذا ما كانت $0 > P_t$ ، فإن هناك فائضاً في العرض . وهكذا ، فإن P_t تستخدم في تصنيف العينة إلى مجموعتين : المجموعة الأولى يتواجد فيها فائض الطلب وبالتالي فإن $Qt = St$ ، وأما المجموعة الثانية فيتواجد فيها فائض في العرض ومن ثم $Qt = Dt$.

وبتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية في هذه الحالة لمجموعتين منفصلتين ، فإنها تعطي تقديرات غير متسقة للمعالم . وقد أوضح F&J سببين لعدم الاتساق . السبب الأول : البواقي والمتغيرات المفسرة أو المستقلة (الشارحة) . أما السبب الثاني : فوجود متغير غير صفري للبواقي الناتجة . وقد أوضح مادالا (1987) ، أن النموذج الذي يتكون من المعادلات من (1-1) إلى (1-3) زائداً كما يلي:

$P_t > P_{t-1}$ في حالة فقط كون $D_t > S_t$

$P_t = P_{t-1}$ في حالة فقط كون $D_t = S_t$

$P_t < P_{t-1}$ في حالة فقط كون $D_t < S_t$

ليس مفيداً ما دامت الأسعار متغيرات داخلية في النموذج ، بافتراض أنه ليس هناك من آلية محددة لتمديدها . ومما يجدر ذكره هنا أن Quandt (1988) قد أسقط النموذج من اعتبارات التطبيق نظراً للسلبيات والقصور الموجودة والمذكورة أعلاه .

وعليه ، فإن أية تطبيقات مستقبلية يجب أن تختار توصيفات مختلفة للنموذج ، ما لم يكن قد تم معالجة سلبيات أو عيوب النموذج .

(ج) الطريقة الكمية :

يعتمد النموذج مرة أخرى على المعادلات من 1-1 إلى 1-3 بالإضافة إلى معادلة التعديل السعري التالية :

$$P_t = P_{t-1} + \gamma(D_t - S_t)$$

أو

$$(1\text{-}8) \qquad P_t = \gamma(D_t - S_t)$$

ومن المعادلة (1-8) يتضح أن تغير السعر يكون تناسبياً مع فائض الطلب. ويمكن تجميع النماذج المقدمة تحت تصنيف الاختلال الظاهر المذكور آنفاً. ومع ذلك فإن هناك نموذجاً مختلفاً عن النموذج المذكور أعلاه يعرف 1-8 (معادلة تعديل السعر) لتتضمن حداً للخطأ:

$$(1\text{-}9) \qquad P_t = P_{t-1} + \gamma(D_t - S_t) + u_{3t}$$

وقد ظهرت هذه المعادلة في أعمال Bowden(1978_a) و (1978_b)، حيث اقترح وضع $D_t = S_t$ للحصول على التوازن السعري التالي:

$$(1\text{-}10) \qquad P_t^* = (\beta_2 X_{2t} - \beta_1 X_{1t} / \alpha_1 - \alpha_2) + U_{2t} - U_{1t} / \alpha_1 - \alpha_2)$$

وبتعويض (1-1) و (1-2) في المعادلة (1-10)، يمكن الحصول على معادلة السعر التالية:

$$(1\text{-}11) \quad P_t = \mu P_{t-1} + (1-\mu)P_t^* + V_t$$

حيث $\mu = 1/[1 + \gamma(\alpha_2 - \alpha_1)]$، وحد الخطأ بخصائص قياسية.

تمثل المعادلة الأخيرة (العشوائية) تصحيحاً جزئياً للتوازن. فإذا كانت $\mu = 0$، فإن التوازن يتحقق عندما تكون $P_t^* = P_t$ وبحدود $V_t = \mu u_{3t}$. وفي حالات أخرى، يمكن إعادة كتابة النموذج بالشكل التالي:

$$(1\text{-}12) \qquad \begin{aligned} Q_t &= \alpha_1 P_t^* + \beta_1 X_{1t} + u_{1t} \\ Q_t &= \alpha_2 P_2^* + \beta_2 X_{2t} + u_{2t} \\ P_t &= P_t^* + V_t \end{aligned}$$

وفي هذه الحالة، فإن الأسعار الحقيقية المشاهدة تنطلق من التوازن السعري بشكل عشوائي أو حسب الحد العشوائي V_t. وهكذا فإنه يتضح من التقديم أو العرض أعلاه أن الصياغة الأخيرة متسقة مع التصنيف العشوائي غير المباشر المذكور في الجزء الثاني.

نموذج لافونت (Laffont) وجاركيا (Garcia) :

يمثل هذا النموذج نسخة مختلفة من معادلة تعديل السعر في (1-8) والتي تأخذ الشكل التالي :

$$P_{t+1} = P_t + \gamma(D_t - S_t) \qquad (1-13)$$

وفي هذه الحالة ، فإن P_t محددة مسبقاً و P_{t+1} داخلية . وتعكس المعادلة فرضية أن فائض الطلب الجاري أو الحالي يسبب ارتفاعاً في الأسعار المستقبلية (لافونت وجاركيا ، 1977) . كما أن النموذج المعد بواسطة بورتس ، قواندت ، ونتر ، ويو Yeo (1987,1984) خرج بالنقطة أو النتيجة نفسها . إضافة إلى ذلك ، فقد طبقت بعض المتغيرات التفسيرية لـ (1-13) لتصبح كما يلي .

$$P_t = \gamma(D_{t-1} - S_{t-1}) + \beta_3 X_{3t} + U_{3t} \qquad (1-14)$$

حيث X_{3t} مرة أخرى عبارة عن قيمة المتغيرات التفسيرية لمتغير الأسعار الداخلي . كذلك فإن هيكل التأخير لكل من D و S قد تم تبديله . ومن الواضح ثانية من التوصيف أعلاه أن النموذج يقع ضمن التصنيف العشوائي غير المباشر . ويعود ذلك لإضافة متغيرات تفسيرية في معادلة السعر كما تم ذكره سابقاً .

نموذج Rudebusch :

في كتابه لعام 1986 فقد صاغ روديبوش فنه من النماذج متضمنة المؤشرات الدقيقة لفائض الطلب بواسطة إضافة المعادلة التالية (LIS) إلى كل من المعادلة (1-1) ,(1-2) ، و (1-3) .

$$D_t - S_t = \gamma(I_t - I_t^e) \qquad (1-15)$$

حيث أن It هي مؤشر فائض الطلب و I_t^e قيمته التوازنية . It مشاهده ومتغير داخلي . إذا كان I_t^e مشاهده ، فإنه يمكن الحصول على عينة دقيقة منفصلة ، والنموذج يشبه ذلك المذكور في الطريقة الكمية .

وقد فسر روديبوش أن معادلة تعديل السعر تعكس فكرة أن الأسعار ترتفع عندما يكون هناك فائض في الطلب . وللاختيار من بين توصيفات مختلفة فإنه من المهم الأخذ بالاعتبار طول الفترة وتوقيت زيادة السعر . فكلما اتسعت الفترة ، كانت صيغة المعادلة (1-8)

أكثر ملاءمة، والتي تكون بها حالة P_t متغيراً داخلياً. وكلما كان طول الفترة الزمنية أقصر كانت معادلة تعديل السعر المحدد في (1-13) أكثر ملاءمة، وذلك في حالة ما تكون P_t متغيراً خارجياً. ويتضح من التوصيفات أن نموذج روديبوش اتبع التوصيفات المحددة أو الظاهرة (المباشرة) في السماح بوجود فائض في الطلب.

نماذج مع توقعات رشيدة :

لقد تم تقديم أو استعراض عدد من النماذج سالفة الذكر أعلاه لتتضمن قيماً متوقعة للمتغيرات الداخلية. وتأخذ دالة التوقع عادة الصيغة التالية :

$$P_t^e = E_{t-1}(P_t) \tag{1-16}$$

وقد نوقشت هذه النماذج بواسطة Quandt (1988,1985) و Shanda و (1983) Maddala وآخرين غيرهم. وفي شاندا وماندالا، فقد أخذ نموذج التوقع الرشيد النهائي للاختلال الاقتصادي الصيغة التالية :

$$D_t = \alpha_2 P_t + \beta_1' X_{1t} + U_{1t}$$

$$S_t = \alpha_2 P^e{}_t + \beta_1' X_{2t} + U_{2t}$$

$$P_t < P_t^- \tag{1-17}$$

مع

$$Q_t = S_t \tag{1-18}$$ (إذا كان $Pt > P_t^-$)

$$Q_t = D_t = S_t \tag{1-19}$$ (وفي غير هذه الحالات فإن)

وإذا كان السعر أقل من P^- فإن التوازن يبقى أو يستمر والسعر المتوقع يعتمد على المعلومات المشروطة بالمعلومات في الوقت t-1 هي $(\beta_2' X_{2t}^e - \beta_1' X_{1t}^e)/[P_t > P_t^-]$

وما عدا ذلك فإن السعر المتوقع هو P_t^-. وإلى هنا فإن P_t^e سوف تأخذ الصيغة التالية :

$$P_t^e = (\beta_2' X_{2t}^e - \beta_1' X_{1t}^e) / \{\alpha_1 - \alpha_2\}^* \Pr[P_t < P_t^-] + P_t^- P_r\{P > P_t^-\} \tag{1-20}$$

مما تقدم يمكننا الحصول على حل أوحد لـ P_t الذي هو دالة في المتغيرات الخارجية وتوقعاتها رشيدة. وبناءً عليه، فإن P_t^e تعتمد فقط على المتغيرات الخارجية وتوقعاتها الرشيدة.

وبإحلال هذه القيمة في النموذج أعلاه يسمح بتقدير مباشر لطريقة معظمة الاحتمال .

النماذج مع متغيرات سياسية :

افترض Goldfeld و Quandt (في أعمالهما 1986b, 1986a) في تحليل اختلال السوق النقدي ، وجود سلطة مركزية (بنك) مع أدوات أو وسائل سياسية X_t (مثل سعر الفائدة) . وهكذا فإن :

$$Y_t^d = \gamma 1 X_t + \gamma 2 Z_{3t} + e_{3t}$$

تمثل المعادلة أعلاه الطلب العام على الاقتراض ، وتشير Z_{3t} إلى المتغيرات الخارجية .

$$X_t^* = \alpha Z_{1t} + e_{1t}$$

$$Y_t^* = \beta Z_{2t} + e_{2t}$$

Z_2t, Z_1t هي متغيرات خارجية ، Y_t^*, X_t^* متغيرات معلومة أو معروفة للسلطة ، Y_t هي حجم أو مقدار الأموال التي تم توفيرها من قبل السلطة . كذلك فإن السلطة لها دالة خسارة تساوي :

$$L = (X_t - X_t^*)^2 + \gamma_1 (Y_t - Y_t^*)^2 + \gamma_2 (Y_t - Yd_t)^2$$

وتحدد السلطة Y_t, X_t وفي الحصيلة النهائية يجب أن تبقى $Y_t^d < Y_t$ كحقيقة .

وهناك توصيفات أخرى للنموذج مختلفة إلى حد ما عن النماذج المذكورة أعلاه . وأكثر هذه النماذج شهرة هو نموذج Zang- Tishler- Ginsburgh (1980) ، والذي يعرف عادة في الأدبيات بنموذج GTZ . ويأخذ هذا النموذج الصيغة التالية :

$$D_t = \beta_1 X_{1t}$$

$$S_t = \beta_2 X_{2t}$$

$$Q_t = Min(D_t, S_t) + U_s$$

ويستحق الإشارة هنا ما يميز نموذج GTZ عن كل من النماذج الفردية الأخرى والتي لم يتم تفصيلها هنا (Bowden (1974) Spencer, (1975) هي أمثلة عليها) بأن نموذج GTZ ، يقارن دائماً بالتوصيفات العشوائية التي ستفصل لاحقاً لمادالا ــ نيلسون (74) وهو النموذج الذي طبق دائماً في إطار أو نطاق الاقتصاد القياسي الكلي . فبالنسبة لتوصيفات مادالا ــ نيلسون (74) والمعروفة بـ (M-N) فهي تشبه إلى حد كبير لصيغة GTZ ، أي أنه نموذج عشوائي . وعلى

أية حال ، فإن حد الخطأ العشوائي داخل شروط الحد الأدنى أفضل من كونه خارجها . وتأخذ صياغة M-N الشكل التالي :

$$D_t = \beta_1 X_{1t}$$
$$S_t = \beta_2 X_{2t}$$
$$Qt = Min(D_t, U_d, S_t + U_s)$$

وهكذا ، وبهذا الأسلوب أو المنهج ، فإنه من المهم تحديد التوزيع المشترك أو المتصل للمتغيرات الوهمية وبالتالي اشتقاق التوزيع المشترك للمتغيرات المشاهدة ، بينما يحدد أسلوب GTZ مباشرة التوزيع المشترك للمتغيرات المشاهدة .

وغني عن القول أن توصيف M-N قد استعمل أيضاً في تطبيقات مختلفة للاقتصاد القياسي الكلي .

وأخيراً ، فإن صيغة Siebrand لعام 1979 والتي فيها Q_t تكون معروفة (معطاة) من خلال توليفة D_t و S_t وهي كما يلي :

$$Qt = [\alpha_t S^{-\beta} + (1 - \alpha_t) D^{-\beta}]^{-(1/\beta)}$$

حيث β هي أي رقم موجب و α_t تقع بين الواحد والصفر . ومن المهم بالنسبة لهذه الصيغة أن يكون القيد β موجباً ، و Q_t قيد يقع فوق كل من S_t و D_t . وعليه فإنه إذا كانت β تميل أو تتجه إلى المالا نهاية ، فإن Q_t تميل لأن تكون الحد الأدنى لـ D_t و S_t ، وكلما اقتربت β من الصفر فإن Q_t تتجه نحو الوسط الهندسي لـ D_t و S_t . ويمكن لهذه الخواص أن تتكون باسترجاع أو بالعودة إلى خواص دالة مرونة الإحلال الثابتة (CES) المستندة على «/» قانون Srivastava, Hoptal و Rao (1990) . ومن المهم هنا ملاحظة أن هذه الصيغة قد استعملت في الدراسات التجريبية الحديثة مثل Dreze (1991) .

(ب) الإطار النظري للأسواق المتعددة :

إن المساهمات الرائدة في نمذجة اختلال الأسواق المتعددة تنسب إلى Portes (77) Ito, (80) ، Laffont, Gourieroux و Monfort (80) . وبالرغم من تعميم هذه الأعمال وتطبيقها لنماذج n- من الأسواق ، فقد أشار ــ Quandt (82) ، إلى أن القيود الحسابية المقترحة قد تظهر أن نماذج سوقين أو ثلاثة أسواق هي القاعدة المثلى في هذه الحالة .

إن الميزة الأساسية البارزة لنموذج الاختلال للأسواق المتعددة هي السماح لأحد الأسواق بتوليد وانتشار آثار غير مباشرة على الأسواق الأخرى . إن طبيعة هذه الآثار يمكن

تفسيرها في نطاق أو إطار سوقين (السلع والعمل) من خلال المثال المبسط التالي . افرض أن القطاع العائلي لا يستطيع بيع كل العمالة التي يرغب ببيعها (المخططة) في سوق العمل فإن ذلك يؤدي إلى عجز نظراً لقصور في الطلب على العمل . وفي هذه الحالة فإنه يؤدي إلى البطالة وإن الدخول الحقيقية للقطاع العائلي ستكون أقل من الدخول المتوقعة (المخططة) . وبالتالي فإن على القطاع العائلي أن يعدل من طلبه المخطط على السلع ليتلاءم مع القيود الجديدة التي يواجهها في سوق العمل .

إن الطلب الجديد على السلع سيكون أقل من الطلب الأصلي (المخطط) . والطلب المخطط هو الطلب الوالرسي (Walrasian) أو الوهمي ، المشار إليه سالفاً ، وطلب قيد الكمية هو الطلب الفعال . والفرق بين الطلب الفعال والطلب الوهمي هو الآثار غير المباشرة . (Spillover)

وللتغلب على الآثار غير المباشرة فقد اقترح Ito في عام 1980 نموذجاً خطياً لاختلال سوق العمل ــ السلع وذلك بالشكل التالي :

$$
\begin{aligned}
D_{1t} &= g_{11}P_{1t} + \gamma_{12}X_{1t} + \alpha_1(Q_{2t} - S^*_{2t}) + U_{1t},\\
S_{1t} &= \beta_{11}P_{1t} + \beta_{12}Z_{1t} + \alpha_2(Q_{2t} - D^*_{2t}) + U_{1t},\\
Q_{1t} &= \mathrm{Min}(D_{1t}\ ,\ S_{1t}),\\
D_{2t} &= \gamma_{21}P_{2t} + \gamma_{22}X_{2t} + \mu_1(Q_{1t} - S^*_{1t}) + U_{2t},\\
S_{2t} &= \beta_{21}P_{2t} + \beta_{22}Z_{2t} + \mu_2(Q_{1t} - D^*_{1t}) + U_{2t},\\
Q_{2t} &= \mathrm{Min}(D_{2t}\ ,\ S_{2t}),
\end{aligned}
$$

حيث : خلال الفترة الزمنية t ،

D_{it} = الطلب الفعال على السلعة i .

S_{it} = العرض الفعال للسلعة i .

D^*_{it} = الطلب الوهمي على السلعة i .

S^*_{i} = العرض الوهمي للسلعة i .

P_{it} = سعر السلعة i .

X_{it} و Z_{it} = المتغيرات الخارجية في العلاقة بين الطلب والعرض على التوالي في السوق (i = 1,2).i

U_{i1t} و U_{i2t} = التقلبات في معادلات الطلب والعرض في السوق i مع الخصائص القياسية .

وهذه العلاقات تشير إلى سوق السلع عندما تكون i = 1 وسوق العمل عندما تكون

$i=2$. كذلك ، فإن α_1 و α_2 هي معاملات الآثار غير المباشرة (Spillover) في سوق السلع ، بينما μ_1 و μ_2 هي معاملات الآثار غير المباشرة في سوق العمل . وتعتمد معاملات الآثار غير المباشرة على خاصية المعالم بالنسبة لكل من دالة المنفعة للمستهلك ودالة الإنتاج للمنتج . ويشير كل من Srivastava و Rao (90) ، إلى أن المعامل يجب أن يكون موجباً لضمان الاتجاه الصحيح ، أي أن القطاع العائلي سيقلص أو يقلل من استهلاكه عندما يواجه البطالة .

إن الأساس المنطقي للتوصيفات أعلاه ينطلق من حقيقة أن الطلب الفعال للقطاع العائلي على السلع سيكون مساوياً إلى مجموع الطلب الوهمي ، المعطى من خلال $(\gamma_{11}P_{1t}+g_{12}X_{1t})$ ، والأثر غير المباشر المرجح من سوق العمل والمعطى من خلال $\alpha_1(Q_{2t}-S^*_{2t})$.

ويجب أن تفسر المعادلات الأخرى بالطريقة نفسها . والطريقة المفيدة للإطلالة على نموذج السوقين هي بمعاملتهما كنموذج معادلات آنية والتي يرتبط بها السوقان من خلال الآثار غير المباشرة (Spillover) .

ومن الجدير بالملاحظة هنا أنه سيكون هناك أربع حالات للسوق في نموذج السوقين وبشكل عام حالات 2^n في نموذج n من الأسواق . ويمكن تفصيل الحالات الأربع للسوق في مثالنا المفصل كما يلي :

1. الحالة التقليدية ، التي يكون فيها القطاع العائلي مقيداً في سوق السلع ولكن المنشآت غير مقيدة . لذلك فإن المنشآت يمكنها إحراز كل من طلبها وعرضها النظريين في كلا السوقين . وفي هذه الحالة فإن شروط الحد الأدنى تتحدد فيما يلي :

في سوق السلع $Q_{1t} = D_{1t} > S_{1t}$

و

في سوق العمل $Q_{2t} = D_{2t} > S_{2t}$

وتعرف هذه بالحالة التقليدية (Classical State) وذلك لأن تخفيض معدل الأجر الحقيقي سوف يزيد من الكميات المتداولة (التي يتم التعامل بها) في كلا السوقين .

الحالة الكينيزية ، التي يكون فيها كل من القطاع العائلي والمنشآت مقيداً بسوق واحدة لكل منهما . فبينما يكون القطاع العائلي مقيداً بسوق العمل تكون المنشأة مقيدة بسوق السلع . وفي هذه الحالة ، فإن توصيف شروط الحد الأدنى سيكون بالشكل التالي :

في سوق السلع $Q_{1t} = D_{1t} < S_{1t}$

و

في سوق العمل $Q_{2t} = D_{2t} < S_{2t}$

وتعرف هذه الحالة بالحالة الكينيزية لأن تخفيض معدل الأجر الحقيقي لن يزيد من الكميات التي يتم التعامل بها في كلا السوقين . ومن أجل تحسين الاقتصاد في هذه الحالة سيكون هناك احتياج لزيادة كل من Q_{1t} و Q_{2t} . وعلى الرغم من ذلك فإن كلاً من Q_{1t} و Q_{2t} لا يمكن زيادتها ما لم تزد كل من D_{1t} و D_{2t} . والطريقة الأخرى لإثبات ذلك تكون بتوضيح عدم اعتماد كل من D_{1t} و D_{2t} على الأسعار النسبية .

3. حالة التضخم المكبوح (Suppressed) ، والتي يكون فيها كل من القطاع العائلي والمنشآت مقيداً بسوق واحدة . فالقطاع العائلي مقيد بسوق السلع والمنشآت مقيدة بسوق العمل . وسوف تكون الآثار غير المباشرة واضحة في جميع المعادلات السلوكية الأربع كما في الحالة السابقة . وسوف تأخذ شروط الحد الأدنى الصورة التالية :

في سوق السلع $Q_{1t} = D_{1t} > S_{1t}$

و

في سوق العمل $Q_{2t} = D_{2t} > S_{2t}$

وتعرف هذه الحالة بحالة التضخم المكبوت لأن الآثار غير المباشرة الموجودة تعزى إلى جمود الأسعار . فإذا ما سمح للأسعار بالزيادة فإن كلاً من D_{1t} و D_{2t} تميل إلى الزيادة وهذا ما يقلل من الآثار غير المباشرة . وعليه فإن كلاً من S_{1t} و S_{2t} سوف يزيد وبالتالي تزيد الكميات المتداولة أو التي يتعامل بها .

4. حالة الاستهلاك الناقص (Under Consumption) التي يكون فيها القطاع العائلي غير مقيد في أي سوق وتكون المنشآت مقيدة في كلا السوقين . وهذا يعني أن الطلب النظري على السلع وكذلك العرض النظري للعمل للقطاع العائلي سوف يكون مساوياً للطلب الفعال على السلع ومساوياً للعرض الفعال للعمل . ويعني ذلك أيضاً أن الآثار غير المباشرة في طلب السلع وفي عرض العمل ستكون صفراً . ومن جانب آخر ، فإن طلب المنشآت على العمل وعرضها للسلع سوف يتأثران بعوامل غير مباشرة . وفي هذه الحالة ، فإن توصيف شروط الحد الأدنى سيأخذ الشكل التالي :

في سوق السلع $Q_{1t} = D_{1t} < S_{1t}$

و

في سوق العمل $Q_{2t} = D_{2t} > S_{2t}$

وتعرف هذه الحالة بأنها حالة الاستهلاك الناقص لأن القطاع العائلي سوف يكون قادراً على إحلال وقت الفراغ لكل من العمل والاستهلاك . وهكذا ، فإن الكمية المتعامل بها في كلا السوقين ستزيد فقط عندما يكون القطاع العائلي قادراً على زيادة إنفاقه الاستهلاكي .

ولأغراض التقدير لمثل هذا النموذج فإنه من المهم افتراض أن حدود التقلبات في النموذج موزعة بشكل مستقل ومتماثل متبعة قانون الاحتمال العادي مع الخصائص القياسية. وأكثر من ذلك، فإنه يجب أن يفترض أن تكون التقلبات داخل المعادلات مستقلة أيضاً. وأخيراً يجب افتراض إمكانية حل النظام، بمعنى أن هناك علاقة دالية وحيدة بين مشاهدات العينة وبين التقلبات في ظل أو تحت ظروف كل حالة. وبمعنى آخر، بأن النموذج يجب أن يتضمن صوراً مختزلة ومعرفة جيداً لكل حالة.

والمتطلبات أعلاه تؤكد أو تضمن «الترابط المنطقي» أو الاتساق المنطقي. فالاتساق المنطقي مهم جداً طالما أن معادلات النموذج تبدو خطية، ومع ذلك فإنها تصف نظاماً غير خطي. ومن أجل ضمان الترابط المنطقي فقد ناقش Gourieroux, (80)Ito, (80) (86)Maddala، مجموعة القيود المطلوبة على معالم النموذج[222]. وفي التحليل النهائي، فإن الشروط الكافية والضرورية للترابط المنطقي للنموذج تتحول لأن يصبح كل إنتاج تقاطعي للمعاملات غير المباشرة لا يزيد عن الواحد، أي أن جميع الكميات $\alpha_2 m_2, \alpha_1 m_2, \alpha_2 m_1,$ $\alpha_1 \alpha_2, \alpha_1 m_2$ و $\mu_1 \mu_2$ في مثالنا، يجب أن تكون أقل من واحد مما يضمن التقارب للعملية غير المباشرة (Spillover) للاقتصاد الوطني.

والآن سنحول اهتمامنا إلى مناقشة آخر وأحدث تطويرين أساسيين في النماذج الاحتلالية. الأول (الإمكان الأعظم) الذي ظهر كأفضل طريقة مناسبة لتقدير النماذج الاحتلالية نظراً لفشل طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية في التقدير الصحيح لنماذج F-J. وثاني هذه الطرق وأكثرها حداثة لضمان الترابط المنطقي في النماذج الاحتلالية (التنقية بالتجميع) هو كمدخل للتعامل مع مشاكل التجميع ذات شروط الحد الأدنى في حالة وجود أكثر من سوق واحدة (إطار متعدد الأسواق).

طريقة معظمة الاحتمالات (Max. Likelihood):

لقد بين Amemiya (1974) و Maddala- Nelson (1974) أن الطريقة الإحصائية

---

(222) إن العبء الاحتسابي في هذا النموذج هائل إلى حد كبير، وكمحاولة للتحسين عليه أجريت بواسطة (86) Lee. ومع ذلك، فيؤخذ على نموذج في افتقاره للحدس الاقتصادي في التطبيقات. المربعات الصغرى الاعتيادية في التقدير الصحيح لنماذج F—J. وثاني هذه الطرق وأكثرها حداثة لضمان الترابط المنطقي في النماذج الاحتلالية (التنقية بالتجميع) هو الذي قدم للتعامل مع صعوبات التجميع بشروط الحد الأدنى في حالة وجود أكثر من سوق واحدة (نطاق متعدد الأسواق).

الصحيحة لتقدير نماذج من نوع F-J (بمعادلة سعر عشوائي أو بدونه) يجب أن تكون تكنيك (أسلوب) الإمكان الأعظم لا طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية أو المربعات الصغرى ـــ على مرحلتين كما كان قد اقترح في دراسة F-J .

في نموذج F-J الأول، المحدد في المعادلات من 1-1 إلى 1-3، فقد تم أخذها بالاعتبار وإعادة وضعها وصياغتها كالتالي :

$$D_t = \alpha_1 P_t + \beta_1 X_{1t} + U_{1t}$$ (دالة الطلب)

$$S_t = \alpha_2 P_t + \beta_2 X_{2t} + U_{2t}$$ (دالة العرض)

$$Q_t = \text{Min}\ (D_t\ ,\ S_t)$$ (شروط الحد الأدنى)

ويمكن ملاحظة أن المتغيرات الخارجية D_t و S_t غير قابلة للمشاهدة. وبالتالي فإنه ليس هناك أسلوب انحدار بسيط يمكن استخدامه، وبدلاً من ذلك، فإن احتمال أو إمكانية مشاهدة المتغير الداخلي Q_t يجب أن يعظم ضمنياً. وإذا ما افترضنا أن $g(D_t,S_t)$ هي الكثافة المتصلة لـ Dt و St التي تم الحصول عليها من الكثافة المتصلة لاصطلاح الخطأ U_{1t} و U_{2t} لكل فترة زمنية، وإذا ما اعتبرنا إمكانية أن $Q_t = D_t$ و $Q_t = S_t$، فإن الكثافة غير المشروطة لـ Q_t تأخذ الشكل التالي:

$$h(Q_T) = H(Q_t / Q_t = S_t) prob(D_t > S_t + h(Q_t / Q_t = D_t) prob(D_t < S_t)$$

$$= g(Q_t, D_t) dD_t + g(Q_t, S_t) ds_t$$

الحد الأول يفترض فائضاً في الطلب ويأخذ في الاعتبار (بالدمج) جميع النتائج المحتملة أو الممكنة لـ D_t حيث أن $Q_t\ \ D_t$، ويفترض الحد الثاني الشيء نفسه بالنسبة للعرض Q_t ، S_t من خلال فائض العرض، وتأخذ دالة الاحتمال الأعظم الصورة التالية :

$$\mathbf{L = \Pi_t\ \ h(Q_t)}$$

ومع ذلك فقد عدلت المعادلة الأخيرة وأجريت تحسينات عليها عن طريق أعمال أفراد مثل Sealey (1979)، Portes و Winter (1980)، Rosen و Quandt (1978) و Kiefer (1980)، وقد عرفت مشاكل تقدير النماذج المذكورة أعلاه في الأدبيات الاقتصادية على أنها نماذج التحويل أو الانتقال، وباستعمال طريقة الاحتمال الأعظم أصبحت معروفة جداً (مادالا، 1987). وقد تم تطويق هذه المشكلة بخواص معقدة ومعتلة السلوك بالنسبة إلى دوال الاحتمال المرافقة، مما جعل الكمال صعباً إن لم يكن في بعض الأحيان نادراً أو مستحيلاً. إن الاحتمال

السطحي للتوصيف القياسي قد لا يتحدد بقيم معامل معين . وبالتالي فإن قيود المعاملات (التي عادة من الصعب تبريرها) مطلوبة من أجل تعريف دالة جيدة . كما حددت صعوبات الاحتساب على مستويات متعددة أو مختلفة كعوائق رئيسية أمام إنجاز أو تنفيذ نماذج مفهومة نظرياً بشكل جيد .

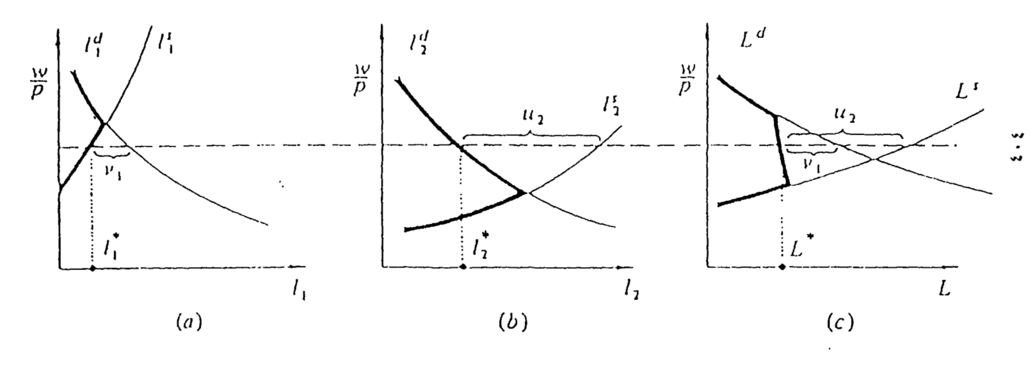
وكجزء من صعوبات الاحتساب والتقدير المذكورة ، فقد أشار Maddala (1987) ، إلى أن جميع هذه الدراسات قد استندت إلى فرضية استمرار شرط الحد الأدنى على التجميع ، بحيث أن الكمية المجمعة المتداولة (التي يتم التعامل بها) تتحول بين كونها على منحنى الطلب وكونها على منحنى العرض . وشرعية هذه الفرضية قد تكون مشكلة في تفسير النتائج التجريبية كما في مشاكل التقدير . وقد ذهب مادالا (في صفحة 303-304) إلى توضيح أن الشروط الدنيا قد تكون صالحة وشرعية على المستوى الجزئي وليس على المستوى الكلي ويرجع ذلك إلى مشكلة التجميع .

منهج التنقية (Smothing) عن طريق التجميع :

استجابة لمشكلة نماذج شروط الحد الأدنى وعيوبها المذكورة أعلاه على مستوى التجميع ، فقد اقترح Muellbauer (1978) و Malinvaud (1980) تخفيف هذه الصعوبات والعيوب بواسطة طريقة التجميع وذلك كبديل للتجميع بشرط الحد الأدنى . وفي التسهيل بواسطة طريقة التجميع التي اكتسبت شعبية وشهرة بعد عمل Lambert في عام 1988 ، فإن كل سوق (للسلع أو للعمل) تبدو وكأنها تتكون من سلسلة من الأسواق الجزئية (الصغيرة) في حالة اختلال أو عدم توازن ، فبعضها في حالة فائض طلب و / أو البعض الآخر في حالة فائض عرض . ويفترض أن تغلب شروط الحد الأدنى على كل من هذه الأسواق . ويمكن تبيان أن التجميع (بواسطة التكامل) لهذه الأسواق الصغيرة يمكن تقريبه بتجميع التعاملات التي هي دالة مستمرة (من خلال عدم الخطية) للعرض الكلي أو التجميعي والطلب الكلي . والشكل الدقيق للدالة غير الخطية سوف يعتمد على الفرضيات الموضوعة للتوزيع المتصل للطلب القطاعي والعرض القطاعي الجزئي .

ولتوضيح هذه الطريقة أو هذا المنهج ، فقد استخدم لامبرت مثال سوق العمل . فسوق العمل الصغير يمكن أن يتحدد أو يتميز ببعض الخصائص مثل : المؤهلات العلمية ، المناطق الجغرافية ، الخبرة العملية ، العمر ، الجنس وما شابه ذلك . افترض لامبرت وجود سوقين صغيرين للعمل ، حيث L^d, L^s و L تشير إلى الطلب على العمل ، عرض العمل ، والتوظيف أو العمالة على التوالي ، كما تشير V لشواغر العمل ، U للبطالة ، و $\frac{W}{P}$

لمستوى الأجر الحقيقي. والأشكال (1,2)a, (1.2)b المأخوذة من أعمال لامبرت لعام 1988 تمثل هذين السوقين الصغيرين للعمل والتي جمعت في شكل (1.2)c بالإبقاء على الأجور ثابتة نسبياً وتغيير متوسط الأجور الحقيقية.



شكل (1.2) تجميع سوقين صغيرين : (a) سوق صغيرة 1(b) سوق صغيرة 2(c) تجميع

وكلا السوقين ليس على خلاف ، لذا فإن السوق الأول :

$$L = \min(d_{L_1}, S_{L_1}) = S_{L1}$$
$$V_1 = d_{L_1} - I_1 = d_{L_1} - S_{L_1}$$
$$U_1 = S_{L_1} - L_1 = O$$

وفي السوق الثاني فإن :

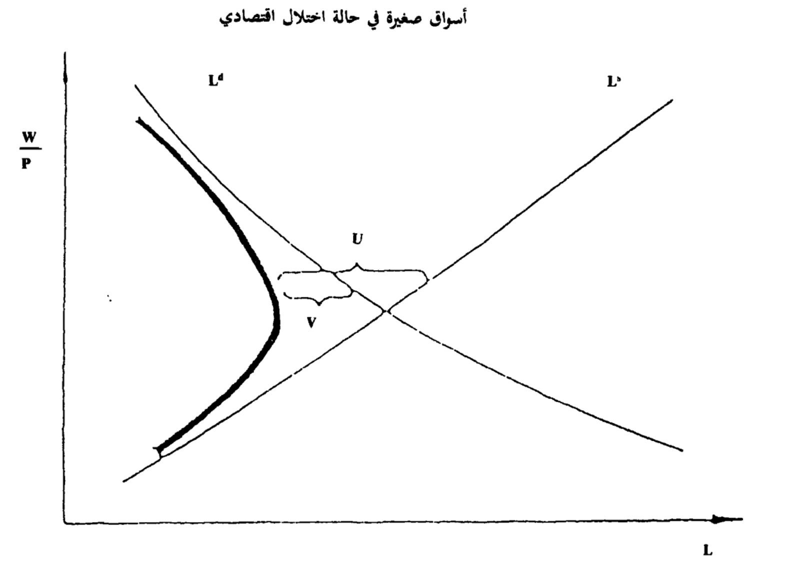
$$L_2 = \min(d_{L2}, S_{L2}) = d_{L_2}$$
$$V_2 = S_{L_2} - L_2 = O$$
$$U_1 = S_{L_2} - L_2 = S_{L_2} - d_{L_2}$$

وفي السوق المجمع فإن :

$$L^d = d_{2_1} - d_{2_2}$$
$$L_s = SL_{2_1} - S_{L_2}$$
$$L = L_1 + L_2 = S_{L_1} + d_{L_2}$$
$$V = V_1 + V_2 = V_1$$
$$U = u_1 + u_2 = u_2$$

من أعلاه ، إن ما يمكن مشاهدته من خلال مدى سعري معين أن تجميع التعاملات (L) سوف ينطلق من الحد الأدنى $(L^`, L^d)$ بحيث تكون L بشكل عام أقل من الحد الأدنى $(L^`, L^d)$ مع إمكانية ترافق ذلك مع V (شواغر غير مشغولة) ومع U (بطالة) عندما تكون L< الحد الأدنى $(L^`, L^d)$.

وقد بين لامبرت أن التجميع في ظل عدد كبير من الأسواق الصغيرة بدلاً من سوقين فقط سينتج عنه منحنى لتعامل متناسق مع L< الحد الأدنى $(L^`,L^d)^-$ كما هو واضح في الشكل (1.3) التالي :



شكل (1.3) التجميع في حالة عدد كبير من الأسواق الصغيرة

وغني عن القول أن لامبرت قد وضع طريقته للعمل في دراسة عملية متأنية عن الصناعة التحويلية في بلجيكا باستعمال بيانات مسح الأعمال كما يستدل من عنوان كتابه . فقد كان قادراً على تحويل نموذجه الساكن إلى شكل متحرك باستخدام عملية تعديل متحركة مرنة للمعاملات الفنية في النموذج .

إن النتائج المستحصلة من الجانب العملي لدراسته كانت ممتعة مفيدة وسوف يتم عرضها في الجزء القادم المتعلق باختبار الاختلال والمسح التجريبي . والآن فإن نموذجاً نمطياً لاختلال سوق العمل سوف يعرض من أجل إلقاء الضوء على هيكل وتوصيف هذه النماذج . وقد اختير سوق العمل من حيث أن معظم التطبيقات (ولأسباب وجيهة) قد تركزت حول هذا السوق .

وسوف يعول على أعمال كوانت وروزن لعام 1988 بشكل كبير لهذه القضية . والنموذج عادة يتكون من ست معادلات ، واحدة لكل من (1) الإنتاجية الحدية للعمل (2) عرض العمل (3) كمية العمل المشاهدة (4) الأجور الاسمية (5) مستوى الأسعار (6) العلاقة بين الوظائف الخالية ومعدل البطالة .

وسنعرض لاحقاً نسخة جديرة بالاهتمام من هذا النموذج ، واضعين في الأذهان أنه من أجل التسهيل فإن الرموز $PF_t, Wn_t, H_t, L_t, Q_t, P_t, W_t, S_t, D_t$ سوف تشير إلى اللوغاريتمات الطبيعية للطلب ، العرض ، الأجور الاسمية ، الأسعار ، الإنتاج ، الساعات / رجل من العمل ، قوة العمل الممكنة (نمو السكان) ، صافي الأجور والرقم القياسي للطاقة على الترتيب . ويمثل U_t معدل البطالة المقاسة ، كما يمثل UNION معدل الانتماء إلى النقابات .

ثم يمكن كتابة النموذج كما يلي :

$$
\begin{aligned}
D_t &= \alpha_0 + \alpha_1 (W_t / P_t) + \alpha_2 Q_t + \alpha_3 Q_{t-1} + \alpha_{4t} + U_{1t} \\
S_t &= \beta_0 + \beta_1 (Wn_t / P_t) + \beta_2 H_t + \beta_3 UNION_t + U_{2t} \\
L_t &= Min(D_t, S_t) \\
W_t &= \gamma_0 + \gamma_1 W_t - 1 + \gamma_2 U_t + \gamma_3 (P_t - P_{t-1}) + \gamma_4 (P_{t-1} - P_{t-2}) + \gamma_5 W_{t-2} + \gamma_6 (UNION_t - UNION_{t-1}) U_{3t} \\
P_t &= \delta_0 + \delta_1 P_{t-1} + \delta_2 (Wt - W_{t-1}) + \delta_3 (W_{t-1} - W_{t-2}) + \delta_4 (PF_t - PF_{t-1}) + \delta_{5t} + U_{4t} \\
D_t - S_t &= (\lambda / U_t) - Ut + U_{5t}
\end{aligned}
$$

وبافتراض أن حدود الخطأ متصلة بشكل طبيعي بمتوسط متجه قيمته تساوي الصفر ومصفوفة تغاير قطرية ، فإن دالة الكثافة الاحتمالية لكل من $(U_t, P_t, W_t, S_t, D_t)$ يمكن تحديدها ، وبالتالي فإن دالة الاحتمالات تشتق وتعظم من خلال استخدام لوغاريتم الحاسب

الآلي والتعظيم العددي[223] .

وتلاحظ أن حد الخطأ ليس ملحقاً بشرط الحد الأدنى نظراً للزيادة الجوهرية في تكاليف الاحتساب الناجمة عن ذلك . كذلك فقد وجد في النظرية أنه لإقامة ذلك النظام فإن شرط الحد الأدنى يكون ناقصاً يفي بالشروط الضرورية والكافية للتماثل أو التمييز في نظام غير خطي .

(4) الاختبار للتوازن والمسح التجريبي :

(أ) الاختبار للتوازن مقابل الاختلال :

هناك سؤال جدير بالأهمية العملية هو ، فيما إذا كان المرء يقدر على استعمال بيانات للاختبار ما بين توصيف توازن أو اختلال سوق أو أسواق معينة . بمعنى آخر ، للحكم إن كانت البيانات المتاحة يمكن اعتبارها ناتجة عن وضع فيه اختلال اقتصادي . وهذا يعني أن هناك إجراءات معينة مطلوبة لاختبار فرضية العدم للتوازن أو الفرض الصفري مقابل الفرض البديل بعدم التوازن (الاختلال) .

والصعوبة الأساسية في الاختبار هي في أن نماذج الاختلال يمكن أن تختلف بشكل كبير فيما بينها ، كما شاهدنا في الفصل السابق . وبالتالي فإن أسلوب اختبار أو إجراءات اختبار بعينها لا يكون قابلاً للتطبيق في جميع النماذج .

وقد اقترح Quandt (1991) طريقتين أساسيتين لاختبار التوازن استناداً إلى توصيف نماذج مختلفة . فعلى سبيل المثال ، اقترح كوانت نموذجاً مع معادلة تعديل سعر عشوائي (يعاد عملها هنا لمزيد من الاطمئنان) .

$$D_t = \alpha_1 P_t + \beta_1 X_{1t} + U_{1t} \quad (1)$$

$$S_t = \alpha_2 P_t + \beta_2 X_{2t} + U_{2t} \quad (2)$$

$$Q_t = \text{Min}(D_t, S_t) \quad (3)$$

$$P_t = P_{t-1} + \gamma(D_t - S_t) + U_{st} \quad (4)$$

وقد عوض كوانت دوال الطلب والعرض في 4 (معادلة تعديل السعر) ، وبتعويضات خلفية أبعد من ذلك ، فإن المعادلة المستحصلة تصبح كما يلي :

(223) انظر كوانت وروزن (1988) :19-46 ، لمناقشة مفصلة حول هذا الموضوع واشتقاق دالة الاحتمال خطوة خطوة .

$$P_t = \mu^j P_{t-j} + (1-\mu)[P_t^* + \mu P_{t-j} + \ldots + P_{t-j}^* \mu^{j-1} + 1] +$$

$$\mu U_{3t} + \mu U_{3t-1} + \ldots + \mu^j U_{3t-j} + 1$$

حيث P^* هو سعر التوازن و $\mu = 1/[1-\gamma(\alpha_2-\alpha_1)]$. ويتضح من المعادلة (5) أنه إذا كانت $\gamma \to \infty$ فإن $P^* - P_t$ مادامت أسعار التوازن مقيدة بدوال تتجه إلى ما لا نهاية أبطأ من اتجاه μ إلى الصفر ، وإذا ما كان توزيع U_{3t} ساكناً . وعليه ، فإنه يبدو معقولاً الاختبار للتوازن مقابل الاختلال بطريقتين :

1- بمقارنة نسبة الاحتمال (λ) لنماذج التوازن ونماذج الاختلال ، ومقارنة ($-2\log\lambda$) مع القيمة الحرجة لتوزيع كاي (X^2) .

2- بالتحقق مما إذا كانت (γ) كبيرة ، وعادة ما يعمل ذلك باختبار « التوازن » (فرضية العدم) ، وإذا ما كانت ($\frac{1}{\gamma}$) مختلفة معنوياً عن الصفر ترفض فرضية العدم (يرفض الفرض الصفري) .

ففي الطريقة الأولى أو المنهج الأول (نسبة الاحتمال) ، من الواضح من النقاش المحدود أعلاه أن التوازن المناظر المستخلص من نموذج الاختلال بافتراض أن $\gamma \to \infty$ سيخرج أو يتضمن معلمين أقل ما دام σ_3^2 سيختفي . وهكذا فإن استخدام نظرية المقاربة للاختبار في الطريقة الثانية هي أكثر ملاءمة .

وفي الطريقة الثانية أو المنهج الثاني فإنه يمكن التحقق من حجم $\frac{1}{\gamma}$ بأكثر من طريقة :

(1) إن النموذج يمكن أن يقيس المعلمة (Parametrized) ومثال ذلك أن $\sigma = \frac{1}{\gamma}$ يمكن تقديرها بدلاً من (γ) وحدها .

(2) إن معادلة تعديل السعر يمكن تقدير معلمتها أيضاً باتباع Bowden ، أي أن

$$P_t = \mu P_{t-1} + (1-\mu)P_t^* + V_t$$

حيث أن $\mu = 1/[1+\gamma(\alpha_2-\alpha_1)]$ وهي في الفترة (0,1) لمعاملات ذات معنى اقتصادي . وبالتالي سوف تختبر μ لمعرفة إن كانت مختلفة معنوياً عن الصفر .

(3) وقد يقيس النموذج المعلمة بواسطة (γ) ويستخدم التقريب في تقدير الخطأ المعياري المقارب لـ ($\frac{1}{\gamma}$) .

وتجدر الملاحظة هنا أن الاختبار الحالي ($\frac{1}{\gamma}$) المقدم بواسطة كوانت (88) هو اختبار

Wald . وعلى أية حال ، فبسبب أن فرضية العدم غير خطية فإن اختبار والد قد يكون له ارتداد إلى الخلف ، أي أنها مختلفة عن أشكال مكافئة مختلفة لفرضية العدم .

وقد اقترح Quandt أيضاً اختبار آخر هو اختبار مضاعف Lagrang[224] . والفكرة هي بتقييس معلمة النموذج (تعديل سعر عشوائي) أعلاه بتحديد $\sigma = \frac{1}{\gamma}$ وبكتابة دالة الإمكان ــ اللوغاريتمية باستخدام المعلمة σ . وفي هذه الحالة فإن فرضية العدم هي $H_0 : \sigma = 0$. ويمكن اشتقاق اختبار مضاعف لاجرانج الإحصائي ، في هذه الحالة ، باستعمال (لوغاريتمات دالة الاحتمال) ومصفوفة الاشتقاق الجزئي الثاني بالنسبة إلى معلمة المتجه θ حيث θ (σ ، جميع المعلمات الأخرى في النموذج)[225] .

وأخيراً يجب الإشارة إلى أنه بسبب مقاربة جميع الاختبارات المقترحة (بطبيعتها) للتحقق من إمكانية قبول فرضية التوازن أو عدم قبولها ، فإنه ليس هناك من شيء حتمي يمكن أن يقال حول الأداء النسبي من عينات محدودة . وقد قام كل من Quandt (1978) و Goldfeld و Quandt (1981) ببعض من تجارب مونت كارلو (Monte Carlo) . ومع ذلك لم تستخلص أية أدلة حاسمة . كذلك ، فعندما أجريت الاختبارات في ظل بديل توصيف الاختلال وعندما لم ترفض فرضية العدم ، فإنه يمكن استنتاج أن السوق في مرحلة التوازن . وعلى أية حال ، فإنه عندما ترفض فرضية العدم للتوازن ، فإن ذلك يعني بسهولة غياب حالة التوازن مما يدعم وجود الاختلال . ولكن أي نو ع من الاختلال ؟ بمعنى آخر ، ما هي الصيغة الملائمة لنموذج الاختلال التي يجب أن تستخدم ؟ والاختبارات حتى الآن لا تجيب على هذا السؤال . وهكذا ، فإن ذلك يتطلب مزيداً من البحث في هذا المجال الذي سيكون مزدهراً في المستقبل .

كذلك ، فقد أشار Srivasteva Rao (90) ، إلى أن الاختبارات للتوازن مقابل الاختلال تعتمد على معلمات معادلة الأسعار الموضوعة في المعادلة ومن المحتمل إلى حد كبير أن لا تبقى قيم هذه المعلمات ثابتة خلال فترة الاستقصاء والبحث بأكملها . وهذا يعني أن النموذج قد يكون في بعض الأوقات في حالة التوازن وفي أوقات أخرى في حالة اختلال . وهذا يتطلب أيضاً مزيداً من البحث في هذا المجال .

---

(224) قدم هذا الاختبار في البداية بواسطة Upcher (1982) .

(225) لمزيد من التفصيل ، انظر Quandt (1990): 84-85 .

(ب) مسح للنماذج التجريبية الاختلالية الكلية :

سوف نقدم في هذا الجزء تحليلاً مقارناً لأكثر النماذج شهرة للاختلال الكلي، وسيكون الجزء الأول من هذا التحليل عبارة عن جدول مقارن، بينما يستعرض الجزء الثاني نموذج برنامج البطالة الأوروبي (EUP) ببعض من التفصيل.

وفي الجدول القادم، الذي يرسم بالاعتماد على (Laffont(83) ولامبرت (88)) مقارنة شاملة ومفصلة متعلقة بأحدث النماذج الاختلالية الكلية.

وقد تناولت المقارنة نوع البيانات المستخدمة، ومدى تغطية النموذج للاقتصاد الكلي، ونمط توصيف النموذج، مدى وجود ترابط منطقي للنموذج في الأسواق المتعددة، ونوع التقنية المفترضة، الاختلافات الرئيسية بين النماذج بالنسبة لأسواق العمل وأسواق السلع، وفرضيات الأسواق الدولية. وأخيراً امتدت المقارنة إلى طرق التقدير المستخدمة وإذا ما كان المؤلفون قد أشاروا إلى أية صعوبات واجهتهم خلال عملية التقدير.

5. النموذج التجريبي لبرنامج البطالة الأوروبي (EUP) :

لقد ذكر آنفاً أن نموذج EUP ، دريزي (1991)، يستحق بعض الاهتمام الخاص، وفي سياق الأهداف الرئيسية للدراسة الحالية، فإن النموذج يستمد أهميته من حقيقة أنه نموذج مرن بما فيه الكفاية ليطبق على مجموعة من الأقطار التي تتميز ببعض الخصائص المشتركة عامة (الأقطار العربية في هذه الحالة). إضافة إلى ذلك فإن به تفسيراً للبطالة في محور أهدافه (ويمكن للأقطار العربية الإفادة من هذه الميزة أيضاً)، وعلى الجانب النظري فإن النموذج يعطي إطاراً نظرياً يأخذ أوضاع التوازن كما يأخذ أوضاع الاختلال كحالات خاصة.

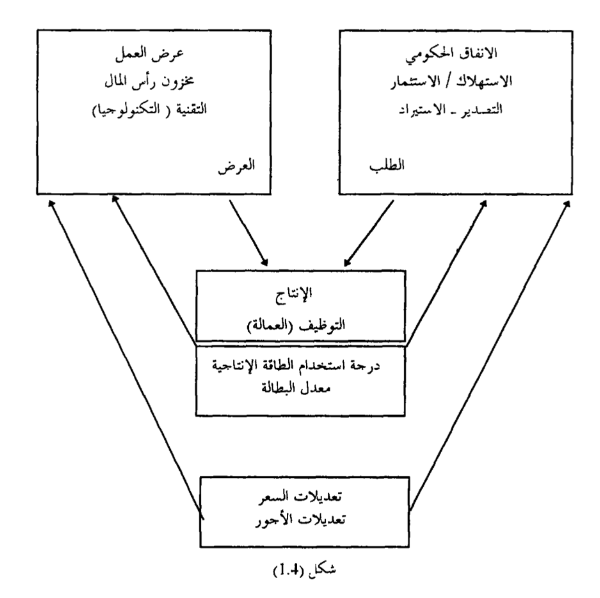
لقد كان نموذج (EUP) حصيلة مؤتمر عقد في Sussex في عام 1985 عن ارتفاع معدل البطالة. وقد قورنت في هذا المؤتمر خبرة اثني عشر قطراً مع البطالة. وقد عرف الكثير عن مشكلة البطالة في أوروبا. ولكنه كان من الصعب فصل الاختلافات الحقيقية عن المناهج بالطرق التحليلية المختلفة.

وقد قرر الباحثون تبني إطار نظري عام، يدمج أو يضم أفضل العناصر من دراسات مختلفة ليقدر مجموعة من النماذج القطرية باستعمال التوصيف الواسع نفسه، وقد استخدمت عشرة أقطار لهذه الدراسة (الولايات المتحدة الأمريكية، الأقطار الأساسية في المجموعة الأوروبية، أي فرنسا، ألمانيا، إيطاليا، بلجيكا، الدانمارك، نيوزيلاند، إسبانيا، المملكة المتحدة وأخيراً أستراليا).

وقد كان من الضروري أن يكون نموذج EUP مرناً أو قابلاً للتكيف ليغطي مختلف

الخبرات العملية للأقطار العشرة ولكل دولة غطيت فترتان فرعيتان (1973-1979 و 1980-1989) . ويصف النموذج النشوء قصير المدى للاقتصاد المفتوح مع سلعتين محليتين مجمعتين هما :
السلعة الفيزيقية والعمل . وهيكل النموذج (دريزي 1991) يتضح في الشكل (1.4) التالي :

مشكلة البطالة في أوروبا



شكل (1.4)

(أ) **توصيف النموذج :**

طالما أن التوظيف أو البطالة الاهتمام الرئيسي لهذا النموذج ، فإن ما يستحق الانتباه هنا هو أن النموذج قد أقر أنه من أجل ملء الوظيفة أو شغلها ، يجب أن تتوفر ثلاثة شروط :

(1) أن يكون هناك عامل في المكان المناسب والمهارة الملائمة .

(2) أن يتوفر رأس المال لتوظيف عامل .

(3) أن يكون هناك طلب على إنتاج العامل .

وهكذا ، ففي مصنع معطى أو متجر معطى (i) ، التوظيف الحقيقي L_i والإنتاج Y_i ستقابل الحد الأدنى لهذه المستويات الثلاثة :

$$L_i = \min(LC_i , LD_i , LS_i)$$
$$Y_i = \min(YC_i , YD_i , YS_i)$$

حيث :

LC = الطاقة الاستيعابية للتشغيل (عدد الوظائف المتاحة) .

LD = الطلب المحدد للتوظيف .

LS = عرض العمل .

YC = الطاقة الإنتاجية .

YD = المخرجات المحددة بواسطة الطلب الفعال .

YS = الإنتاج كامل التوظيف .

وقد استنبطت الصيغة أعلاه لوصف بعض القيود (الفيزيقية والاقتصادية) التي تعمل المنشآت في ظلها . والصيغة عامة إلى حد ما ومنسجمة مع تفسيرات التوازن والاختلال . فعلى سبيل المثال ، عندما تفوق الطاقة الطلب ، فإن حالة الطلب تكون تماماً عند المستوى الذي يكون فيه السعر المختار (الأمثل) حيث يكون فائض الطاقة متسقاً مع تدنية التكاليف الكلية إلى الحد الأدنى أو مترافقاً مع المعدات غير القابلة للتجزئة . وعلى أية حال ، فستكون الحالة نفسها عندما يكون فائض الطاقة سوف يؤدي إلى طلب مكبوح وسوف يزال (من خلال التسريح المؤقت للعمال وما شابه ذلك) إذا ما أشارت توقعات الطلب إلى عدم التعافي المبكر .

ويفسر باقي النموذج (1) قرارات المنشأة عن مستوى رأس المال والمعاملات الفنية المتجسدة واستخدام الطاقة الإنتاجية (2) توضيح أسواق الإنتاج والطلب الكلي (3) التجميع لمستوى متغيرات المنشأة (الإنتاج والتوظيف) (4) تحديد أسعار المدخلات وأجور العمل .

(1) التقنية والعرض :

إن عرض العمل LS ، عادة ما يكون متغيراً خارجياً . وطاقة الإنتاج YC تساوي مخزون رأس المال K مضروباً بمعامل ونسبة الإنتاج / رأس المال في حالة التشغيل الكامل لرأس المال . ومخزون رأس المال هو ذلك الموروث من الماضي . ونسبة الإنتاج / رأس المال هي B ، ونسبة الإنتاج / العمل المرافقة هي A . وافترض أن A و B يعكسان معاً تقليل التكاليف إلى الحد الأدنى بالنسبة إلى المرونة الثابتة لإحلال دالة الإنتاج المتجانسة خطياً . وقد افترضت هذه النسب على أنها ثابتة في المدى القصير (لمدة سنة) .

إن معادلات الإنتاجية المقدرة تسمح بتقدم تقني من خلال اتجاهات الزمن واستخدام فترة الإبطاء الموزعة O(A) على عنصر الأسعار النسبية Q/W ، حيث تشير W إلى الأجور و Q إلى الكلفة المناسبة لمستخدم رأس المال . وتأخذ المعادلات الناتجة للإنتاجية الفنية الشكل التالي :

$$(Y/K) = B_t = B\,[t, O\,(A)\,W/Q]$$

$$(Y/L) = A_t = A\,[t, O\,(A)\,W/Q]$$

وهي مقدرة على صورة لوغاريتمات خطية .

وتتطابق أو تتماثل هذه المعاملات الفنية مع مفاهيم طاقة الإنتاج YC = BK ، إنتاج التوظيف الكامل YS = ALS وتشغيل الطاقة الإنتاجية (LC = YC/A) . ومبدئياً ، فإن متوسط الإنتاجية المقاسة Y/K و Y/L مرتبط بالإنتاجية الفنية A,B بواسطة وحدات تحدد درجة استخدام عوامل أو عناصر الإنتاج DVC و DUL على الترتيب : DUC = Y/BK و DUL = Y/AL . والصيغة العامة للمعادلة المقدرة موضحة في الشكل (1.5) والمأخوذة أيضاً من دريزي (1991) .

(2) الطلب :

إن جانب الطلب في النموذج تقليدي نسبياً ، ما عدا إدخال حد استخدام الطاقة في معادلات التجارة للاهتمام بمعالجة أزمات العرض التي نوقشت سابقاً . الإنفاق الحكومي هنا عبارة عن متغير خارجي . وتستخدم دالة الاستهلاك للدخل العائلي القابل للتصرف كمتغير تفسيري أو مستقل رئيسي . وتختلف معالجة الاستثمار من دولة إلى أخرى . والمتغير التابع هو عادة المعدل التراكمي لـ معدل K/I . ويفترض النموذج أن الطلب الكلي YD هو مجموع الاستهلاك C ، الاستثمار I ، الإنفاق الحكومي G والطلب على الصادرات XD مطروحاً منه الطلب على الواردات DM . وقد أعد التوصيف التقليدي للمتغيرات التي تظهر أيضاً في

الشكل (1.5) . ويجب ملاحظة آن WT تشير إلى التجارة الدولية مع الأرقام القياسية للأسعار PW بينما تعكس كل من P,PM,PX أسعار التصدير ، أسعار الاستيراد ومعامل انكماش القيمة المضافة على التوالي .

(3) الإنتاج (المخرجات) والتوظيف :

بافتراض أن نسبة طاقة الإنتاج YC والطلب المحدد للإنتاج YD تكون على وجه التقريب موزعة توزيعاً طبيعياً لوغاريتمياً لمجموعة من المنشآت ، يمكن للمرء أن يحصل بواسطة التجميع على صيغة مبسطة (CES) لنوع العلاقة بين الإنتاج الحقيقي (المبيعات) Y ، الطاقة الإنتاجية YC والطلب YD ، وهذه الصيغة كما يلي :

$$Y = (YC^{-\rho} + YD^{-\rho})^{-1/\rho}$$

ومن المعادلة أعلاه يمكن التوضيح بسهولة أنه عندما تتجه p إلى الانخفاض فإن معدل الاستخدام غير الكامل للطاقة يزداد .

إن الطلب على العمل من قبل المنشأة يشتق من حاجة قوتها البشرية لإنتاج منتج ، لنقل $Y/A = L(Y)$ ، وهذا ما يفي بالمعادلات التالية :

$$L(Y) = Y/A = [(YC/A)^{-\rho} + (YD/A)^{-\rho}]^{-1/\rho}$$

$$= (LC^{-\rho} + LD^{-\rho})^{-1/\rho}$$

وهكذا ، فإن التوظيف الحقيقي سيكون الحد الأدنى من طلب العمل وعرض العمل ، مع التسليم بذلك كقيد ملزم عندما تكون المهارات المطلوبة غير متوفرة محلياً . وبالتجميع ثانية على مستوى المنشآت في ظل فرضية التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي ، فإن هناك صيغة CES أخرى لنوع العلاقة بين التوظيف الكلي L ، الطلب الكلي على العمل L(Y) والعرض الكلي للعمل LS مع معامل p1 يمكن الحصول عليها كما يلي :

$$L = (L(Y)^{-\rho 1} + LS^{-\rho 1})^{-1/\rho 1}$$

وبدمج المعادلتين الأخيرتين ، نحصل على العلاقة العامة التالية للصيغة المتداخلة لـ CES :

$$L = [(LC^{-\rho} + LD^{-\rho})^{\rho 1/\rho} + LS^{-\rho 1}]^{-1/\rho 1}$$

هذا وتسمح المعادلة الأخيرة بدرجات مختلفة من « عدم التطابق » على مستوى سوق السلع وكذلك سوق العمل .

(4) الأسعار والأجور :

إن علاقات التسعير في النموذج تتضمن المستوى المتوقع (YD/D) للتعرف على أية آثار غير مباشرة لاختناقات العرض على سلوك التسعير . وعلى أية حال ، وحيث أن YD هو متغير مستتر أو كامن يمكن بناؤه من خلال النموذج نفسه ، فإن هناك طريقة مختصرة ستتبع بواسطة استعمال درجة المشاهدة من استخدام الطاقة DUC وذلك كبديل . وهكذا ، تصبح معادلة السعر كما يلي :

$$P = Z0 + Z1(W - a) + Z2(q - b) + Z3duc - Z4(W - W^*)$$

حيث أن الأجور الاسمية المفاجئة ($W - W^*$) تكون متضمنة للسماح بإمكانية تثبيت الأسعار قبل الاتفاق على مستويات الأجور . ومن جانب آخر ، فإن معادلة الأجور الحقيقية تتحدد بطريقة انتقائية كما يلي :

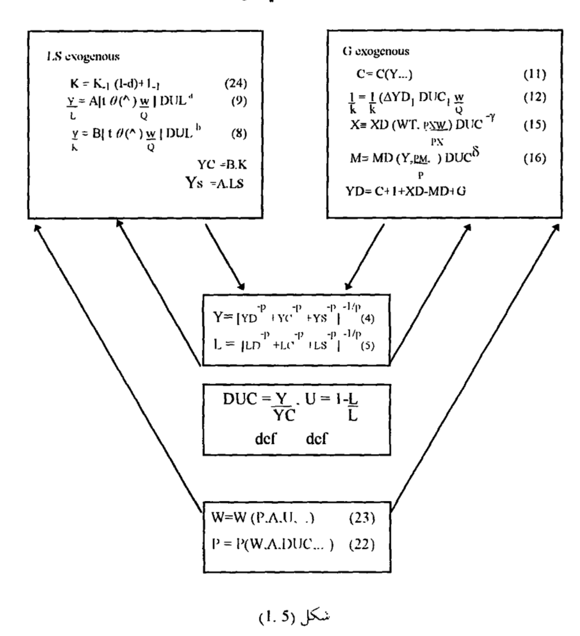
$$W - P = \zeta 0 + \zeta 1 a + \zeta 2(L - Ls) + \zeta 3(P - P^*) + \zeta 4 Z,$$

حيث ($P - P^*$) تستبدل عادة بالتغير التربيعي في P ، السعر المفاجىء . إضافة إلى ذلك ، فإن Z هو متجه الانتقال مثل معدل التبادل التجاري ، مستوى الإعانات ، نسبة العاطلين على المدى الطويل ، مقياس قوة اتحاد العمال وما شابه ذلك .

يتضح من توصيف النموذج أنه غني بما فيه الكفاية ليشمل الكثير من متغيرات السياسة التي ستكون مفيدة لتقويم سياسات التعديل الهيكلي . والنقطة المحورية هي على أية حال ، التوظيف أو البطالة .

والمعادلة الأخيرة هي مثال جيد لمثل هكذا من حيث المرونة والشمولية . حيث أن معادلة الأجور الحقيقية قد صيغت لتكون انتقائية لتأخذ في الحسبان آثار التغيرات في الضرائب ، إعانات البطالة ، قوة اتحاد النقابات العمالية ، معدل التبادل التجاري ، وأخيراً البطالة على المدى الطويل .

(انظر الشكل في الصفحة التالية) :



شكل (1. 5)

والشكل (1.5) يعطي لمحة مفصلة لنموذج موسع متسق مع التصنيف المعطى في شكل (1.4)

(ب) التقدير، النتائج والاستنتاجات:

يتكون النموذج من عشر معادلات تحتوي على عشرة متغيرات داخلية، هي DUL, DUC, L, P, M, X, I, C, Y و W . ويكتمل النظام بالمتطابقة التالية:

$$K_{t+1} = (1-d)K_t + I_t$$

حيث d هي معدل الاندثار أو الاهتلاك السنوي.

لقد أثبتت التجارب العلمية مع طرق التقدير في قطر معين، أن الطريقة المفضلة ألا وهي طريقة الإمكان الأعظم كاملة المعلومات (FIML) تشبه نتائجها إلى حد كبير جداً تلك النتائج المستخلصة من طريقة المجموعات المختزلة (Block Recursive) (BR) . وتتطلب طريقة (FIML) تكاليف احتساب كبيرة. وعليه فقد استخدمت طريقة (BR) في باقي الأقطار[226] . وقد قادت هذه الطريقة إلى إعادة (أو تكرار) استخدام متغيرات مساعدة لتمثيل بعض المتغيرات الداخلية.

وقد حددت جميع أو كل المعادلات، ماعدا تلك المتصلة بعلاقات الإنتاج والبطالة التي أعيدت كتابتها هنا لمزيد من الاطمئنان، حددت كلوغاريتمات خطية.

$$Y = [YC^{-\rho} + YD^{-\rho} + YS^{-\rho}]^{-1/\rho}$$
$$L = [LC^{-\rho} + LD^{-\rho} + LS^{-\rho}]^{-1/\rho}$$

إن النظام الآني ليس خطياً، ومع ذلك، عندما يصاغ بدلالة معدلات النمو، فإنه يصبح خطياً تقريباً. وهذه الخاصية مفيدة للتحليلات قصيرة المدى.

ومما تقدم، يمكن ملاحظة أن النماذج تتميز بخصائص مهمة وجديرة بالاهتمام وقد أحرزت عدة نتائج هامة. وفي هذه الدراسة، سيتم استعراض تلك المتعلقة بحالة معظم الدول العربية فقط[227] .

(1) تصف النماذج مجموعة من الاقتصاديات المفتوحة التي تختلف فيما بينها بالنسبة للبنية الأساسية للاقتصاد ونوعية المصادر الطبيعية والبشرية. فالمجتمع الأوروبي متسق ومتشابه من حيث التاريخ والثقافة العامين. وهذا قد ينطبق على مجموعة الدول العربية التي تمتلك في الأساس خواصَّ متشابهة جداً. ورغم اختلافها من حيث الهبات

---

(226) النموذج الإيطالي هو الوحيد الذي استعمل طريقة FIML .

(227) لا يعني ذلك أن باقي النتائج تافهة، ولكن يعني فقط أنها غير منسجمة مع مجال هذه الدراسة.

الطبعية، إلا أن لها مصالح مشتركة، لغة، تاريخياً وثقافة مشتركة أيضاً.

(2) لقد بينت نتائج النماذج أن التغيرات في معدلات الأجور تؤثر على العمالة (التوظيف) من خلال نفودها أو قوتها على مكونات التجارة الخارجية للطلب. كما أنها تؤثر على العمالة من خلال إحلال رأس المال والعمل. وبالنسبة لأوروبا بشكل عام، فإن القناة الثانية أكثر أهمية من الأولى. ومن المتوقع حدوث العكس لو طبقت النماذج للدول العربية.

(3) تشير النتائج إلى أن المحدد التقريبي الأساسي والوحيد تقريباً لنمو الإنتاج في أوروبا في الثمانينات كان الطلب الفعال. فنمو الطلب مرتبط بنمو مكونات متغيراته الخارجية وهي، الإنفاق الحكومي والتجارة الدولية. ومن المتوقع أن تسود هذه النتيجة إذا ما طبقت هذه النماذج على الأقطار العربية.

(4) تشير النتائج إلى أن التأثير المقاس لقوة أو ضغط الطلب على الأسعار هو تأثير تافه (يمكن تجاهله)، ولكن مرونة الأسعار وخاصة تكلفة الأجور هي الجوهرية. وهذا ما أشار إلى أن الاقتصاديات الأوروبية تميل نحو تضخم التكاليف. إن الجمود النسبي للأجور في اقتصاديات الدول العربية مقارنة بالأوروبية، قد يكون السبب في افتراض اشتداد الطلب التضخمي (تضخم الطلب). ومن الأهمية بمكان اختبار مدى صحة هذه الفرضية.

(5) تلمح نتائج النماذج إلى أن الآلية التي من خلالها تتصحح البطالة من تلقاء نفسها أي ذاتياً هي آلية ضعيفة وبطيئة في أوروبا. والاختلاف بين معجزة التوظيف في الولايات المتحدة الأمريكية والبطالة الدائمة في أوروبا يمكن تفسيره بالفرق في عملية تكوين الأجور بين الولايات المتحدة وأوروبا. كما تعزى أيضاً إلى المستوى العالي للإنفاق المؤكد والعجز الدائم في الولايات المتحدة الأمريكية. وبالنسبة للدول العربية وكما هو أيضاً بالنسبة لأوروبا، فإن الدرس قد يكون هو أن الدين العام قد يكون أكثر احتمالاً على المدى المنظور، إذا ما تعلق هذا الدين باستثمارات إنتاجية.

(6) ومن أجل رفع التوترات في سوق العمل، فإن النتائج تلمح إلى أن عرض تلك الكفاءات (المهارات) المحددة يجب أن تزيد في حالة فائض الطلب. لذلك فإن الاقتصادات العربية يجب أن تتصف بمثل هذه الخصائص، آخذين باعتبارنا الأقطار الخليجية، برامج التدريب وسياسات الأجور التفاضلية، وستكون الأمور أكثر أهمية مما كان يفكر به المرء من قبل.

المراجع

A: Periodicals:

* **Amemya, T.**, «A Note on the Fair and Jaffee Model», **Econometrica**, Vol.42, 1974, pp(759-762).

* **Anas, A. and S. J. Eum**, «Disequilibrium Models of Single Family Housing Prices and Transactions: The Case of Chicago, 1972-1976», **Journal of Urban Economics**, Vol.20, 1986, pp(75-96).

* **Artus, P., Laroque, G., andMichel, G.**, «Estimation of Quarterly Macroeconomic Model with Quantity Rationing», **Econometrica**, Vol.52, 1984, pp(25-44).

* **Barro, R. J. and H. I. Grossman**, «A General Disequilibrium Model of Income and Employment», **American Economic Review**, Vol.61, 1971, pp(82-93).

* **Benassy, J. P.**, «Non-clearing Markets: Microeconomic Concepts and Microeconomic Application», **Journal of Economic Literature**. Vol.31, 1993, pp(732-762).

* ---------------, «Neo-Keynesian Disequilibrium Theory in a Monetary Economies, «**Review of Economic Studies**». Vol.42, 1975, pp(503-523).

* **Bera, Anil**, «The Econometrics of Disequilibrium (Book Review), **Journal of Economic Literature**. Vol.XXIX, 1991, pp(1746-1748).

* **Bowden, R. J.**, «Specification, Estimation, and Inference for Models of Market in Disequilibrium, «**International Economic Review**», Vol.19, 1978a. pp(711-726).

* **Burkett, J. P.**, «Asymmetric 'Min' Condition and Estimation for Disequilibrium Markets: Comment», **Comparative Economic Studies**. Vol.15, 1993. pp(49-52).

* **Chanda, A., and Maddala, G. S.,** «Methods of Estimation for Models of Markets with Bounded Price Variation under Rational Expectation, **Economics Letters**. Vol.13, 1983, pp(181-184).
* **Chang, G. H.,** «Asymmetric 'Min' Condition and Estimation for Disequilibrium Markets in Centrally Planned Economies», **Comparative Economic Studies**. Vol.34, 1992, pp(54-67).
* **Chang, G. H.,** «Reply: Econometric Approach to Disequilibrium Estimation», **Comparative Economic Studies**, Vol.15, 1993, pp(53-56).
* **Charemza, W. and Gierusz, B.** «The Estimation and Application of a Supply/Demand Quarterly Model of Retail Sales in Poland, a Paper Presented at the **Conference on Problems of Building and Estimation of Large Econometric Models**, Blazejwko, 1978 also cited in Davis and Charemza (1989).
* **Chow, G. C.,** «Models of Disequilibrium and Shortage in Centrally Planned Economies (Book Review), **Journal of Comparative Economics**. Vol.15, 1991, pp(392-394).
* **Conway, K. S. and T. J. Kniesner,** «Estimating Labor Supply Disequilibrium with Fixed-Effects Random-Coefficients Regression», **Applied Economics**. Vol.24, 1992, pp(781-789).
* **Dalziel, Paul,** «Classical and Keynesian Unemployment in a Simple Disequilibrium AS-AD Framework», **Australian Economic Papers**. Vol.32, 1993, pp(40-51).
* **Drazen, A.,** «Recent Developments in Macroeconomics Disequilibrium Theory, **Econometrica**. Vol.48, 1980, pp(283-306).
* **Dreze, J. H.,** «Existence of Exchange Equilibrium under Price Rigidities», **International Economic Review**. Vol.16, 1975, pp(301-320).
* **Fair, R. C. and D. M Jaffee,** «Methods of Estimations for Markets in Disequilibrium», **Econometrica**. Vol.40, 1972, pp(497-514).
* **-------------and H. H. Kelejian,** «Methods of Estimations for Markets in Disequilibrium: A Further Study», **Econometrica**. Vol.42, 1974, pp(177-190).
* **Franz, W. and H. Konig,** «A Disequilibrium Approach to Unemployment in the Federal Republic of Germany», **European Economic Review**. Vol.34, 1990, pp(413-422).
* **Ginsburg, V., Tishler, A., and Zang, I.,** «Alternative Estimation Methods for Two-regime

Models», **European Economic Review**. Vol.13, 1980, pp(207-228).

* **Goldfeld, S. M. and R. E. Quandt**, «Some Properties of the Simple Disequilibrium Models with Covariance», **Economic Letters**. Vol.1, 1978, pp(343-346).
* --------------, «Estimation in Market Disequilibrium Models, **Economic Letters**. Vol.4, 1979, pp(341-347).
* --------------, «Estimation in a Disequilibrium Model and the Value of Information», **Journal of Econometrics**. Vol.3, 1975, pp(325-348).
* **Gourieroux, C. J., J. Laffont, and A. Monfort**, «Disequilibrium Econometrics in Simultaneous Equation Systems», **Econometrica**. Vol.48, 1980, pp(75-90).
* --------------, «Tests of the Equilibrium vs.Disequilibrium Hypothesis: A Comment», **International Economic Review**. Vol.21, pp(245-247).
* **Grandmont. J. M.**, «The Logic of the Fix Price Method», **Scandinavian Journal of Economics**. Vol.79, 1977, pp(169-186).
* **Grossman, H. I.**, «Money, Interest, and Prices in Market Disequilibrium, **Journal of Political Economy**. Vol.79, 1971, pp(943-961).
* **Grossman, G.**, «Scarce Capital and Soviet Doctrine», **quarterly Journal of Economics**, August 1953.
* **Hahn, F. H.**, «On Non-Walrasian Equilibria», **Review of Economic Studies**. Vol.45, 1975, pp(1-17).
* **Hansen, B.**, «Execess Demand, Unemployment, Vacancies, and Wages», **Quarterly Journal of Economics**. Vol.84, 1970, pp(1-23).
* **Ickes, Barry**, «A Macroeconomic Model for Centrally Planned Economies», **Journal of Macroeconomics**. Vol.12, 1990, pp(23-45).
* **Ito, Takoshi**, «Methods of Estimation for Multi-Markets Disequilibrium Models, **Econometrica**. Vol.48, 1980, pp(97-125).
* **Kooiman, P. and T. Kloek**, «An Empirical Two Market Disequilibrium Model for Dutch Manufacturing», **European Economic Review**. Vol.29, 1985, pp(323-354).
* **Laffont, J. J. and R. Garcia**, «Disequilibrium Econometrics for Business Loans», **Econometrica**, Vol.45, 1977, pp(1187-1204).

* **Lambert, J. P.**, «The French Unemployment Problem»: Lessons from a Rationing Model Relying on Business Survey Information», **European Economic Review**. Vol.4, 1990. pp(423-433).
* **Laroque, Guy**, «Comparative Estimates of a Macroeconomic Disequilibrium Model: France, Germany, the U. K. and the U. S. A»., **European Economic Review**. Vol.33, 1989, pp(963-989).
* **Lawson, C.**, «Models of Disequilibrium and Storage in Centrally Planned Economies (Book Review), **The Economic Journal**. Vol.100, 1990, pp(637-639).
* **Lee, L. F.**, «The Specification of Multi-market Disequilibrium Econometric Models», **Journal of Econometrics**. Vol.32, 1986, pp(297-332).
* **Leijonhufvud, A.** «Effective Demand Failures», **Swedish Journal of Economics. Vol.75, 1973, pp(27-48).**
* **Lewis, P. E.**, «Disequilibrium in Ausralian Aggregate Labor Market, **Economic Letters**». Vol.11, 1983, pp(185-189).
* **Martin, Christopher**, «Corporate Borrowing and Credit Constraints: Disequilibrium Estimates for the U. K.» **The Review of Economics and Statistics**. Vol.72, 1990, pp(78-86).
* **Ma, Guonan**, «Macroeconomic Disequilibrium, Structural Changes, and the Household Savings and Money Demand in China», **Journal of Development Economics**, Vol.41, 1993, pp(115-136).
* **Maddala, G. S. and F. D. Nelson**, «Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium», **Econometrica**, Vol.42, 1974, pp(1013-1030).
* **Muellbauer. J. and R. Portes**, «Macroeconomic Models with Quantity Rationing», **Economic Journal**, Vol.88, 1978, pp(788-821).
* **--------------and D. Winter**, «Unemployment, Employment, and Exports in British Manufacturing: A Non-clearing Approach», **European Economic Review**, Vol.13, 1980, pp(383-409).
* **Mankiw, N. G.**, «A Quick Refresher Course in Macroeconomics, **Journal of Economic Literature**. Vol.XXVIII, 1990, pp(1645-1660).
* **Mayer, W. J.**, «Estimating Disequilibrium Models with Limited A Priori Price-Adjustment

Information», **Journal of Econometrics**. Vol.41, 1989 pp(303-320).

* **Oczkowski, Edward**, «The Econometrics of Markets with Quantity Controls», **Applied Economics**. Vol.23, 1991, pp(497-504).
* **Portes. R. Quandt, R. E. Winter, D., and Yeo, S.**, «Macroeconomic Planning and Disequilibrium: Estimates for Poland, 1955-1980», **Econometrica**. Vol.55, 1987, pp(19-42).
* **Portes, R., and Winter, D.**, «Disequilibrium Estimates for Consumption Goods Markets in Centrally Planned Economies» **Review of Economic Studies**. Vol.XLVII, 1980, pp(137-159).
* **Quandt, R. E.**, «Econometric Disequilibrium Models», **Econometric Review**. Vol.1, 1982, pp(1-63).
* -------------- «Tests of the Equilibrium vs. Disequilibrium Hypothesis», **International Economic Review**. Vol.19. 1978, pp(435-452).
* **Rao, B. B. and V. K. Srivastava**, «A Disequilibrium Model of Rational Expectations for the U. K»., **Economic Journal**. Vol.101, 1991, pp(877-886).
* **Rosen, S., and Nadiri, M. I.**, «A Disequilibrium Model of Demand for factors of Production», **American Economic Review**. Vol.62, 1974, pp(264-270).
* **Rudebusch, G. D.**, «An Empirical Disequilibrium Model of Labor, Consumption, and Investment», **International Economic Review**. Vol.30, 1989, pp(633-654).
* --------------, «Testing for Labor Market Equilibrium with an Exact Excess Demand Disequilibrium Model», **The Review of Economics and Statistics**. Vol.68, 1986 pp(468-477).
* **Sneessens, H. and Dreze, J.**, «A Discussion of Belgian Unemployment Combining Traditional Concepts and Disequilibrium Econometrics», **Economica**. Vol.53, 1986, pp(89-119).
* **Svensson, L. E. O.**, «Effective Demand and Stochastic Rationing», **Review of Economic Studies**. Vol.47, 1980, pp(339-355).
* **Van Wijnbergen, Sweder**, «Inflation, Employment, and the Dutch Disease in Oil Exporting Countries: A Short-run Disequilibrium Analysis», **The Quarterly Journal of Economics**. Vol.99, 1984, pp (233-250).
* **Welfe, W.**, «Econometric Macromodel of Unbalanced Growth», **Prace IEISUL**, No.52, series D, Lodz, 1973, pp(1-64).
* **Zikry, Emad**, «A Note on the Stability Requirements in Disequilibrium States, **American**

Economists. Col.27, 1983, pp(77-79).

B. Books:

* **Barro, R. J. and Grossman, H. I., «Money, Employment, and Inflation»**. (Cambridge: Cambridge University Press, 1976).
* **Benassy, J. P., «Macroeconomics: An Introduction to the Non-Walrasian Approach»**. (Orlando, FL: Academic Press, 1986).
* --------------**The Economics of Market Disequilibrium**. (New York: Academic Press, 1982).
* --------------, **«Disequilibrium Theory»**. Unpublished Ph. D. Dissertation, Department of Economics, Univ. of California, Berkeley, 1973, Cited and Summerized in Benassy (82).
* **Bergson, A., «Soviet National Income and Product in 1937»**, (New York: Columbia University Press, 1953).
* **Bergstorm, A. R., and Wymer, C. R.**, «A Model of Disequilibrium Neo-Classical Growth and its Application to the United Kingdom», in Bergstorm, A. R., (ed.), **Statistical Inference in Continuous Time Economic Models.** (Amsterdam: North-Holland, 1976).
* **Bowden, R. J., «The Econometrics of Disequilibrium»**, (Amsterdam: North-Holland, 1978b)
* **Bohm, V., «Disequilibrium and Macroeconomics»**. (Oxford: Basil Blackwell, 1989).
* **Buttler, H. J., Frei, G., and Schips, B., Estimation of Disequilibrium Models**. (Berlin: Springer-Verlag, 1986).
* **Charemza, W. and Gronicki, M., «Plans and Disequilibria in Centrally Planned Economies»**. (Amsterdam: North-Holland, 1988).
* **Clower, R. W,.** «The Keynesian Counter-Revolution: A Theoretical Appraisal», in the **Theory of Interest Rate.** edited by F. M. Hahn and F. P. R. Brechling, (london: Macmillan, 1965).
* **Cuddington, J. T. Johnsson, P. O. and Lofgren, K. G. «Disequilibrium in Open Economies»**. (Oxford: Basil Blackwell, 1984).
* **Davis, C. and W. Charemza (eds.), «Models of Disequilibrium and Shortage in Centrally Planned Economies»**, (London: Chapman and Hall, 1989).
* **Dreze, J. H., «Underemployment Equilibria: Essays in Theory. Econometrics and Policy»**. (Cambridge: Cambridge University Press, 1991).

* **Doob, M., «Soviet Economic Development Since 1917»**, (London: Routledge and Kegan Paul Publishers, 1984).
* **Dornbusch, R. and Fisher, S., «Macroeconomics»**. (New York: McGraw-Hill, 1990).
* **Doorn, J. V., Disequilibrium Economics**. (New York: John Wiley & Sons, 1975).
* **El-Essawi, E., «Toward the Development of Planning Models in the Arab Nations»**. (Kuwait: Arab Planning Institute, 1993), Arabic.
* **Felderer, B., and Homburgh, S., «Macroeconomics and New Macroeconomics»**. (Berlin: Springer-Verlag, 1987).
* **Fisher, F. M., «Disequilibrium Foundation of Equilibrium Economics»**. (Cambridge: Cambridge University Press, 1983).
* **Granick, D. «Management of the Industrial Firm in the USSR»**. (New York: Columbia University Press. 1954).
* **Grandmont, J. M. (ed.), «Temporary Equilibrium: Selected Reading»**. (San Diego: Academic Press, 1988).
* **Green, D. and Higgins, C., «A Macroeconometric Model of the Soviet Union»**, (New York: Academic Press, 1977).
* **Hall, S. G. and Henry, S. G. B., «Macroeconomic Modelling»**. (Amsterdam: North-Holland, 1988).
* **Hansen, Bent, «A Study in the Theory of Inflation»**. (London: Allen and Unwin, 1951).
* **Hey, J. D. «Economics in Disequilibrium»**. (Oxford: Martin Robertson, 1981).
* **Holzman, F. «Soviet Taxation: The Fiscal and Monetary Policy of a Planned Economy»**, (Cambridge: Harvard University Press, 1955).
* **Johnson, P. D., and Taylor, J. C.**, «Modelling Monetary Equilibrium», in Porter, M. G. (ed.), **The Australian Monetary System in the 1970's»**. (Australia: Monash University ,1977).
* **Kooiman, P. and T. Kloek, «An Aggregate Two Market Disequilibrium Model with Foreign Trade Theory and Estimation with DutchPostwar Data»**. (France: Econometric Society World Congress, 1980), Cited in Lambert (84), and Vilares (86).
* **Koranai, J., «Economics of Shortage**. (Amsterdam: North-Holland, 1980).
* **Koranai, J., «Anti-Equilibrium**. (Amsterdam: North-Holland, 1971).

* **Laffont, J.J.**, «Fix-Prices Models: A Survey of Recent Empirical Work», in Arrow, K. J. and Honkapohja, S., **«Frontiers of Economics»**. (Oxford: Basil Blackwell, 1984).
* **Lambert, J. P., «Disequilibrium Macroeconomic Models: Theory and Estimation of Rationing Models Using Business Survey Data»**. (Cambridge: Cambridge University Press, 1988).
* **Lambert, J. P., «Disequilibrium Macro Models Based on Business Survey Data: Theory and Estimation of the Belgian Manufacturing Sector»**. (CORE: Louvain-la-Neuve, 1984), Cited in Lambert (88).
* **Leijonhufvud, A., «On Kevnesian Economics and the Economics of Kevnes»**. (London: Oxford University Press, 1968).
* **Levacic, R. and Rebmann, A., «Macroeconomics: An Introduction to Kevnsian-Neo Classical Controversies»**. (London: Macmillan, 1982).
* **Maddala, G. S. «Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics»**. (Cambridge: Cambridge University Press, 1987).
* --------------, «Disequilibrium, Self-selection, and Switching Models», in Z. Griliches and M. D. Intrilligator (eds.), **Handbook of Econometrics**. (Amsterdam: North-Holland. 1986).
* **Malinvaud, E,. «The Theory of Unemployment Reconsidered»**. (Oxford: Basil Blackwell, 1977, reprinted in 1985).
* --------------, «An Econometric Model for Macro-disequilibrium Analysis», in M. Hazewinkel and A. H. Rinnoy Kan (eds.), **Current Developments in the Interface: Economics, Econometrics, Mathematics**. (Dordrecht: Reidel Publishing Company, 1982).
* **Mukherji, A., «Walrasian and Non-Walrasian Equilibria: An Introduction to General Equilibrium Analysis»**. (Oxford: Clarendon Press, 1990).
* **Okun, A., «Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis»**. (Oxford : The Brooking Institute; Basil Blackwell, 1981).
* **Patinkin, D., «Money, Interest and Prices»**. (New York: Harper and Row, 1956).
* **Quandt, R. E., «The Econometrics of Disequilibrium»**. (Oxford: Basil Blackwell Inc., 1988). Reprinted in 1991.
* --------------, «Maximum Likelihood Estimation of Disequilibrium Models», in T. Bagiotti and

G. Franco (eds.), **Pioneering Economics**. (Padova: Cedam, 1987).

* **---------------, and H. Rosen, «The Conflict between Equilibrium and Disequilibrium Theories: The Case of the U. S. Labor Market»**. (Kalamazoo, Mich.: W. E. Upjohn Institute, 1988).
* **Rudebusch, G. D., «The Estimation of Macroeconomic Disequilibrium Models with Regime Classification Information»**. (Berlin: Springer-Verlag, 1987).
* **Siebrand, J. C., «Towards Operational Disequilibrium Macroeconomics»**. (The Hague: Martin Nijhoff, 1979).
* **Sneessens, H., «Theory and Estimates of Macroeconomic Rationing Models»**. (Berlin: Springer-Verlag, 1981).
* **Srivasteva, V. K. and B. B. Rao, «The Econometrics of Disequilibrium Models»** (New York: Greenwood Press, 1990).
* **Vilares, M. J., «Structural Change in Macroeconomic Models»** (Dordrecht: Martinus Nijhoff Publishers, 1986).
* **Vilares, M. J., «Macroeconometric Model with Structural Change and Disequilibrium»**. (Amsterdam: European Meeting of the Econometric Society, 1981), Cited in Vilares (86) and Lambert (88).





التطـورات الحديثـــة لنمـــاذج الفوضـــى

تـأليف
الأستاذ موسى زمولي



التطورات النظرية لنماذج الفوضى

1. مفاهيم أساسية لنماذج الفوضى :

1.1 مقدمة :

تعاريف :

لنبدأ ببعض تعاريف وخلفيات نمذجة الاقتصاد .

* الأنظمة الدينامية :

ليكن X : فضاء حالات لنظام اقتصادي و T : دالة العبور ، IR : مجموعة الأعداد الحقيقية ، بحيث

$$T : X \times IR \text{ -------------------> } X$$

$$(x, t) \text{ ------------------> } T(x,t) = x(t)$$

فإن نظام الدينامية هو الزوج (X و T) . و x(t) هي حالة من حالات النظام في الزمن t .

* الترقيم التكراري :

f^n ترمز للتكرار النوني وهي معرفة كالتالي :

لتكن معادلة الفروق التالية $Y_{t+1} = f(Y_t)$ ، فإن $Y =_{t+2} = f(fy_t) = f^{(2)}(yt)$

و $F^n(yt) = f(f(\ldots f(yt)$

* الجذابون والجذابون الغرباء :

لنفرض نظاماً دينامياً فإن « الجاذب » (Attractor) هو مسلك ثابت في نظام دينامي

حيث كل المسالك تتناهى إليه . فهو إذن حالة توازن ثابت . و « الجاذب الغريب » (Strange Attractor) هو مجموعة غير معدودة لنقاط حيث أن كل المسارات الزمنية المنبعثة منه تبقى داخل المجموعة (ولا يكون هناك تناهٍ إلى حالة وحيدة) .

* النموذج :

النموذج هو تمثيل رياضي لنظام معطى بمعنى أن النظام مصاغ في قالب معادلات وعلاقات رياضية أخرى . كما يمكن تمثيل الأنظمة الاقتصادية بواسطة مجموعة بيانات (ملاحظات مقاييس ...) تتعلق بتطور الزمن . وهذا ما يسمى بالسلاسل الزمنية .

2.1 الاقتصاد والنمذجة الرياضية :

لنتذكر بعض نماذج الاقتصاد القياسي التي ستستعمل لاحقاً لغرض إيضاحي .

1.2.1 نموذج الخريطة اللوجستيكية :

تستعمل نماذج التطبيقة اللوجستيكية في معالجة عوامل الانتشار في الاقتصاد ، وفي الذرة الهجينة في الولايات المتحدة الأمريكية ، وانتشار التكنولوجيات الجديدة في المستشفيات .[228]

لنعتبر العلاقة بين أرباح شركة وقرار ميزانية إعلاناتها ، فالمنحنى التقليدي للربح (المقوس الشكل) يصاغ كالتالي :

لندع P_t تمثل الربح الكلي في الوقت t .

Y_t تمثل نفقات الإعلان

و $P_t = aY_t(1 - Y_t)$

حيث a معامل . بالإضافة ، إذا كرست الشركة نسبة مثبتة b من أرباحها إلى نفقات الإعلان في الفترة التالية : حيث أن $Y_{t+1} = bP_t$

فهذا يعطي
$$Y_{t+1} = \omega_t Y_t(1-Y_t) \qquad (1)$$

حيث $\omega_t = ab$

و
$$\frac{d\,Y_{t+1}}{d\,y_t} = \omega(1-2Y_t)$$

(228) سيوضح في المقطع 4 كيف يمكن تحويل نموذج السلع إلى نموذج لوجستيكي .

2.2.1 النموذج الديناميكي لتضخم الدخل :

لنعرف الدخل القومي النقدي بـ $Y_t = P_t y_t$ حيث P_t مستوى الأسعار و y_t الدخل القومي الحقيقي . لنفترض أن الطبقات التوزيعية المعنية فقط اثنتان : كاسبو الأجور (العمال) وكاسبو الأرباح (رجال الأعمال) ، بهذا :

$$Y_t = W_t + E_t \qquad (2)$$

حيث W_t الأجور النقدية المجموعة و E_t الأرباح النقدية المجموعة .

لندع $e_t = ay_t$ ، حيث e_t هي مستوى الأرباح الحقيقية المرغوب فيها .

والصيغة النقدية لدينا

$E_t = e_t P_t = aY_t P_t$

وبالتبديل نحصل على :

$$P_t = \frac{1}{(1-a)yt} W_t \qquad (3)$$

افترض أن العمال أيضاً يرغبون في سهم معين ، b ، من المستوى السابق للدخل القومي الاسمي ، ثم بعد ذلك سنحصل على :

$$W_t = by_{t-1} P_{t-1} \qquad (4)$$

بالاستبدال نحصل على :

$$P_t = \frac{by_{t-1}}{(1-a)y_t} P_{t-1} \qquad (5)$$

3.2.1 مشكلة السكان الكلاسيكية :

يمكن التعبير عن النظرية الكلاسيكية للسكان بالمعادلة التالية :

$$P_{t+1} = Min[(1+\lambda)P_t, \frac{Q(P_t)}{\sigma}] \qquad (6)$$

حيث P_{t+1} عدد السكان في الزمن $t+1$ ، و P_t في الزمن t ، تمثل النسبة البيولوجية لنمو السكان إذا كان عيش الكفاف ليس قيداً ، و $Q(P_t)$ تمثل دالة إنتاج الاقتصاد ، حيث كل

منتج يستعمل عيش الكفاف مقسماً بشكل متساو بين السكان و σ مستوى العيش المثبت للفرد . سيستعمل هذا النموذج بعد ذلك في اختبار نظرية « لي يورك » .

4.2.1 نموذج السلع :

لنفترض أن أحداً يمكنه نمذجة عرض إنتاج سلعة معينة بحضور منتج محايد للخطر ، قصير النظر ومضخم للأرباح ينتج سلعة واحدة بمدخل واحد . حيث أن سعر المدخل معروف بالتأكيد والمطلوب تحديد السعر المتوقع للمنتوج :

$$Max\pi = E_{t-1}[P_t]Q_t - P_t^i I_t$$

$$S.\ t. \quad Q_t = a_1\ I_t\ a_2$$

حيث :

Q_t = كمية الإنتاج

I_t = كمية المدخل

P_t^i = سعر المدخل

P_t = سعر الإنتاج

a_j = المعامل j

سيستعمل هذا النموذج لمناقشة الفوضى في نموذج سياسة .

5.2.1 نموذج تطبيقة الخيمة (The Tent Map Model) :

لنعتبر الدالة f:[0,1]----->[0,1]

نموذج تطبيقة الخيمة هو كالتالي : $f(\chi) = 1 - 2\chi - 1$. سنثبت أن لهذا النموذج سلوكاً فوضوياً باستعمال اختبار ليابانوف .

3.1 سلوك الفوضى :

1. الأنظمة الساكنة والدينامية :

لنعتبر النموذج الثابت للدخل القومي المحدد كالتالي :

$$Y = C + I + G$$

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 Y$$

حيث Y الدخل القومي ، و C الإنفاق الحكومي ، و I الاستثمار ، و C الاستهلاك .

يعد هذا النموذج كلاسيكياً ، واستعماله في هذا النمط يمكن أن يكون مضلاً في المدى البعيد لأنه لا يأخذ عامل الوقت في الاعتبار . إلا أن أغلب الأنظمة الاقتصادية تتغير مع الوقت وبذلك تعتبر أنظمة ديناميكية . وهذه الحالة تقود إلى تطوير النظرية الديناميكية . وقد عرفنا النموذج الديناميكي بأنه تتابع للحالات طيلة مساره الزمني . ونموذج الدخل القومي هو مثال للنموذج الديناميكي حيث يصاغ كالتالي :

$$Y_t = C_t + I_t + G_t$$

$$C_t = B_0 + B_1 Y_{t-1}$$

عند دراسة هذا النموذج نريد أن نعرف :

ـــ اتجاه بعض المتغيرات خلال مسارها الزمني وهل توجد ذبذبات مرحلية للنظام ؟

ـــ هل له حالة انفجار ، سلوك ثابت أو سلوك دائري ؟

ـــ هل للنظام العام حالة ثابتة ؟

وهذه الحالة الأخيرة هي ، إلى حد بعيد ، أهم الحالات لصانعي القرارات لأن النظام سيوصف ببساطة كالتالي :

$$Y = Y_{t+1} = Y_t = Y_{t-1} = \ldots . Y_0$$

هذا يعني أنه بإمكاننا أن نسقط عامل الزمن ، والمتغيرات في هذه الحالة ستصبح وسيلة الحالة المثلى للسياسة الاقتصادية ولمراقبة وتحديد أهدافها .

في الفقرات التالية سنحاول إعطاء أجوبة لهذا النوع من الأسئلة .

(أ) إشكالية الفوضى :

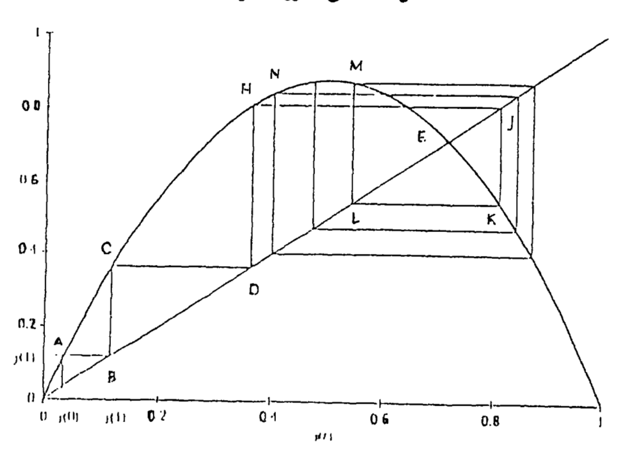
أحياناً يعرض المسار الزمني تغييرات نوعية حادة في سلوك المتغيرات للنظام الاقتصادي لذا ، وعلى الأقل ، بعض الاختبارات القياسية للعشوائية لا يمكنها أن تميز مثل هذه الأنماط الفوضوية التغيرية من السلوك العشوائي الحقيقي . وكذلك ، وكما سنرى لاحقاً ، بعض المسارات تكون أحياناً حساسة جداً للتغيرات الدقيقة في قيم المعاملات ، مثلاً تغيير واحد في المرتبة العشرية الخامسة (لقيم المعاملات) يمكنه أن يحول نوعياً خاصية المسار بالكامل ، وأثناء تطوره فإن النظام لا يرجع أبداً إلى أية حالة وصل إليها سابقاً . وظاهرة مهمة أخرى هي أنه في « حالة الاضطراب » حيث يصبح التوقع الاقتصادي صعباً جداً ، والوسيلتان الأساسيتان للتوقع (استنباط وتقدير أدوات التوقع التركيبية) تصبحان مشكوكاً فيهما . والنماذج الديناميكية بالإضافة إلى حساسيتها لتغيرات المعاملات هي حساسة أيضاً للشروط الأولية .

(ب) إيضاح :

والآن سندرس بالتفصيل نموذج التطبيقة اللوجستيكية التي هي إحدى النماذج الشائعة المستعملة في ظاهرة الفوضى .

يعد منحى الطور في الشكل (1) رسماً بيانياً لمعادلة الفروق . $Y_{t+1} = f(Y_t)$ يعطى المسار الزمني باستعمال المنحنى ذي الشكل «المقوس» بالأسلوب المستعمل في أساسيات الاقتصاد الديناميي . في هذا الشكل ، تعتبر النقطة E نقطة التوازن لكونها نقطة التقاء المنحنى بخط الشعاع 45 حيث $Y_{t+1} = Y_t$ كما يتطلبه التوازن .

شكل (1) منحنى الطور ، الفترة 0-9



$$y_{t+1} = 3.5y_t[1 - y_t], y_0 = 0.31$$

(ج) حساسية المسار الزمني لتغيير المعاملات :

لقيم ω الأقل من 3 ، نحصل على مسار « نسيج العنكبوت » حيث تتناهى ذبذباته في نقطة توازن ثابتة E . (انظر شكل 2a) . عندما تزيد ω عن 3 بقليل ، فالمسار الزمني يستبدل بآخر لكن يجتمع في دوري ذي نهاية ثابتة ، طوله فترتان (المسار المستطيل 'LL'HH في منحنى الطور 2b) . ولقيم أعلى لـ ω ، يعطى الدوريُّ ذو الفترتين دوراتٍ بطول 4 فترات ثم 8 ثم 16 ... الخ .

لاحظ أن شرط التوازن $Y_{t+1} = Y_t$ لم يعد قابلاً للتطبيق الآن لأن y_t و y_{t+1} قد تنتهيان لدورات مختلفة . بالنسبة للدوري ذي فترتين ، نعرف التوازن بـ$Y_t = Y_{t+2}$ ، و $Y_t = Y_{t+1}$.

نعرف المقترحات التالية للدوري ذي فترتين : (تنطبق كذلك على أي f^n ، حيث n عدد صحيح) .

(1) إذا كان الرسم البياني لـ(f) يمر من نقطة الابتداء ، (نقطة تقاطع المحاور) فإن كل الجذور لـ f (النقط التي فيها) $Y_{t+1} = f(Y_t) = 0$ يجب أن تكون كذلك جذوراً لـ$f^{(2)}$.

(2) أي نقطة توازن لـ f يجب أن تكون نقطة توازن لـ$f^{(2)}$ (هذا لأن منحنيات ذات فترتين تتقاطع مع الشعاع 45 في نقطة توازن مشتركة لـ f) .

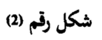
(3) يجب أن يكون منحدر $f^{(2)}$ في نقطة التوازن مساوياً لمربع منحدر f في أي $Y_t = Y_e = Y_{t+1}$. ويجب أن يكون عندنا :

$$\frac{df^{(2)}}{dY_t}\Big|_{Y_e} = \left(\frac{df}{dY_t}\right)^2\Big|_{Y_e} \quad .$$

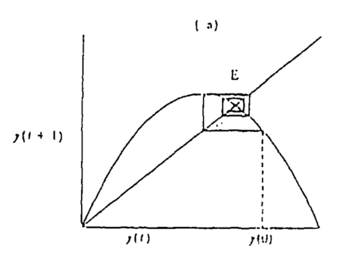
لاحظ أيضاً أنه كلما ازداد عدد الدورات ازداد عدد الحدود القصوية (بالنسبة للدوري ذي فترتين سيكون هناك حدان أعلى وحد أدنى أو العكس) . لإيجاد برهان لهذه المقترحات ولأكثر التفصيلات ، يمكن الرجوع لـ W.J.Baumol and J.Benhabib.[13] .

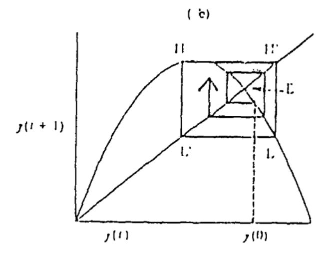
(د) الفوضى والجاذب الغريب :

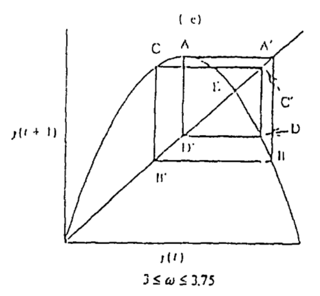
الشكل 2(a) و 2(b) يوضحان وجود جذابين بحيث كل المسارات الزمنية تتناهى إلى نقطة توازن واحدة ثابتة (E) أو إلى حالة توازن مستطيل . ومن الناحية الأخرى ، حين يزداد عدد الدورات بطريقة غير معدودة (يمكن أن يُحدِث هذا رداً لتغيير ضئيل في المعامل ω) . ويدعى هذا المسار بالجاذب الغريب (غريب لأن للنظام عدداً غير محدود من التوازن) . يصعب توضيح السلوك الفوضوي بتخطيط ذي بعدين غير أننا اخترنا الشكل (3) (لأن لنظام الفوضى عدداً لا معدوداً من الدورات) دورات « مضطربة » من مسار النظام التالي :



شكل رقم (2)







$3 \leq \omega \leq 3.75$

$$Y_{t+1} = 3,94\ y_t[1 - y_t]$$

حيث $y_0 = 0.99$

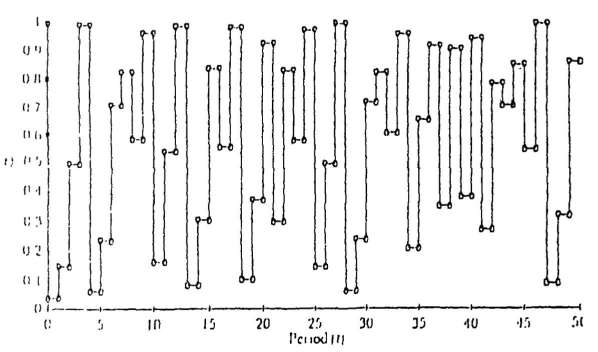
وقد لاحظنا النظام لخمسين فترة ، لتلخيص سلوك النموذج اللوجستيكي :

بالنسبة لـ $0<\omega<3.75$ يتناهى النظام إلى توازن ثابت (بمعنى له جاذب) . لكن بالنسبة لـ $\omega\geq3.75$ فيبدأ السلوك الفوضوي .[229]

(هـ) حساسية مسار الزمن بالنسبة لنقطة البدء :

سؤال مهم جداً ، وخصوصاً في أغراض التنبؤ ، هو : هل نقط البدء المتقاربة تسبب مسارات زمنية متباعدة . يدعى هذا التباعد « حساسية التبعية لشروط البدء » . وقد لقب الأرصاديون هذه الحساسية « بظاهرة جناح الفراشة » .[230]

شكل (3) مسار الزمن الفترات 0-50



$$y_{t+1} = 3.935y_t[1 - y_t], y_0 = 0.99$$

(229) تدعى قيمة Feigenbaum .

(230) إمكانية تحريك جناح فراشة في هونك كونغ يمكن أن يولد عاصفة في أوكلاهوما إدا كان مراقباً من طرق علاقات فوضوية .

4.1 نظرية لي يورك :

تصف النظرية تركيب دورات فترات مختلفة الطول، والسلوك الناتج للمسار الزمني حينما نضم كل دورة تكون وتيرتها عدداً صحيحاً .

(أ) تصريح النظرية :

نقدم الشرط الكافي لوجود سلوك فوضوي بواسطة النظرية التالية :

لتكن I مجالاً، و f:I--I معادلة فروق مستمرة، ولنفترض وجود عددين a و b حيث إذا كانت $a \le y_t \le b$ فإن $a \le y_{t+1} \le b$. لنفترض وجود y_t حيث إذا ما ارتفعت y_t بفترتين متتابعتين فهي ترجع إلى أقل من قيمتها الأولية في الفترة التي تليها . وهذا يعني :

$$y_{t+1} = f(y_t) > y_t \quad \text{و} \quad y_{t+2} = f^{(2)}(y_t) > y_t$$

لكن،

$$y_{t+3} = f^{(3)}(y_t) \le y_t ,$$

إذن،

(i) لكل عدد صحيح K>1,K هناك على الأقل نقطة أولية y_0 بين a و b حيث مسار الزمن اللاحق y_t يتميز بدورات ذات فترة k .

(ii) هناك وجود مجموعة غير معدودة $S \subset I$ (لا تحتوي على نقاط دورية) حيث ترضي الشروط التالية :

(α) For any p,q $\in$ S with p $\neq$ q,

$$\lim_{n\to\infty} \sup |f^{(n)}(p) - f^{(n)}(q)| > 0 \text{ and } \lim_{n\to\infty} \inf |f^{(n)}(p) - f^{(n)}(q)| = 0.$$

(β) For every p $\in$ S and periodic point q $\in$ I,

$$\lim_{n\to\infty} \sup |f^{(n)}(P) - f^{(n)}(q)| > 0.$$

وبالتقريب إذا وجدنا y_t حيث إذا ما ارتفعت y_t بفترتين متتابعتين فهي ترجع إلى أقل من قيمتها الأولية في الفترة التي تليها، وهذا يمكن أن يسبب في ظهور مسارات زمنية بفترات من أي طول، كما هو في (i) أو يولد مسارات لا دورية كما في (ii)، وهذا يعني أن النموذج فوضوي .

(ب) تطبيق نظرية لي يورك :

سنستعمل الآن نموذج السكان الكلاسيكي المذكور في الفقرة 1-2 لنثبت شروط لي يورك . وسيوضح ذلك في الشكل 4 و 5 .

من المعادلة (5) نموذج السكان ، وللتبسيط ، نضع $Q(p)=\omega P(1-P)$. في الشكل 4 يمكن أن نستنتج :

$$P^{*} = f(P^{f}) = (1+\lambda)P^{f} \qquad P^{m} = f(P^{*}) = f^{(2)}(P^{f}) = P^{f}(1+\lambda)^{2}$$

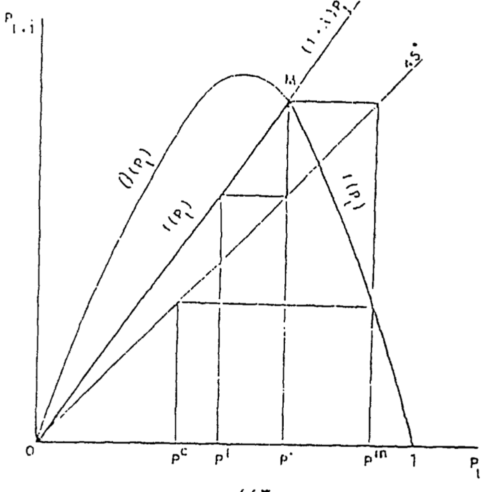
حيث P^{m} تمثل أعلى قيمة لـ f ، و P^{*} قيمة توازن f وهي صورة P^{f} . بما أن λ موجبة بالافتراض فسنحصل على :

$$P^{f} < f(P^{f}) < f^{(2)}(P^{f}) \quad \text{or}$$

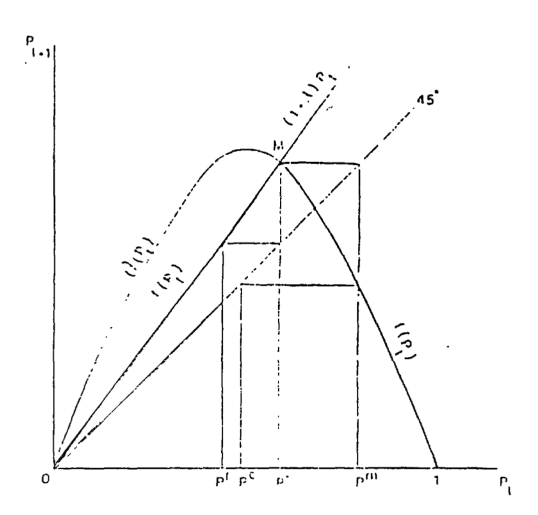
$$P^{f} < P^{*} < P^{m}$$

ومن الشكل (4) ، لدينا $P^{c} \leqslant P^{f}$ تفي شروط لي يورك . لاحظ أنه بالمقارنة مع الشكل (4) فالشكل (5) يوضح الحالة حيث تختل افتراضات لي يورك .

شكل (4) نموذج السكان حالة 1



شكل (5) نموذج السكان حالة 2



5.1 أس ليوبونوف كاختيار للفوضى :

يزودنا أس ليابونوف بنوع مختلف من المعلومات. فهو يميز طبيعة السلوك المتجول للمسارات الفوضوية. يمكن تعريف أس ليابونوف بالتعبير عن المسارات وفضاء الحالة كالتالي :

(أ) تعريف الفوضى بواسطة أس ليوبونوف :

لندع $f:IR^p \to IR^p$ و f^n التكرار n لـ f فأكبر أس ليوبونوف λ لتطبيق f(X) معطى بـ

$$\lambda = \lim_{n \to \infty} \frac{1}{n} Ln \left(\| D_{x_0} f^{(n)} . v \| \right), \qquad (7)$$

حيث L_n, v, D_{xo} ، f^n و ||.|| ، تعني بالتعاقب المشتقات بالنسبة للشروط الأولية X_0 في الخطوة الصفر ، وحاصل ضرب المصفوفة بالمتجه واللوغاريتم الطبيعي ، وتطبيق n f مرات ، والمعيار المصفوفي .

التعريف الرياضي للفوضى :

عندما تكون λ أكبر من الصفر يقال أن النظام فوضوي . إذا استعملنا نموذج تطبيق الخيمة فسنحصل على $\lambda = \ln(2)>0$. وبذلك يكون تطبيق الخيمة فوضوياً في المجال [0,1] .

(ب) التعريف الخوارزمي لأس ليوبونوف :[231]

لتكن H_{nt} المصفوفة الهيسية لـ $f^{(n)}(Y_t)$ ، و $a_{it}(n)$ القيمة الذاتية i لـ H_{nt} ، مع ترتيب القيم الذاتية $a_{1t}(n) \geq a_{2t}(n) \geq \ldots \geq a_{st}(n)$ حيث s بعد متجه الفضاء yt . إذن أس ليوبونوف هو $\lambda_i(t)$ معرف كالتالي :

$$\lambda_i(t) = \lim_{n \to \infty} \frac{1}{n} \log_2 a_{it}(n), \quad i=1,\ldots,S \tag{8}$$

حيث $\lambda_i(t)$ مستقل عن تطور الزمن لكل yt ضمن مجموعة الجاذب كل مرة يصير المسار محصوراً بالكامل بمجموعة الجاذب . ومن هنا ، أس ليوبونوف مأخوذ في الاعتبار ، فقط ، ضمن مجموعة الجاذب .

(2) تنبؤ السلاسل الزمنية الاقتصادية :[232]

كما أشرنا سابقاً ، فالنماذج الخطية ليست ملائمة لتنبؤ بعض السلاسل الزمنية الاقتصادية كالتي تخص السوق المالي . بهذا ، لقد تم تطوير إجراءات جديدة لتوقع واختبار عدم الخطية[233] مثل مناهج « الجار الأقرب »[234] والارتداد الموضعي الموزون التي طبقت في التسعينات بالولايات المتحدة الأمريكية في مجال البيانات الوبائية وفي أوروبا سنة 1992 في أسعار الصرف (EMS) .[235]

---

(231) هذا الخوارزم يصلح لبرمجة الحاسب .

(232) لتفاصيل ، راجع J.Creedy and V.L Mertiur (8) .

(233) أنواع أخرى من طرق التوقع كشبكات التعاون . توجد إثباتات في Casdagli [3] .

(234) طورت من قبل Farmer and Sidorowich .

(235) نظام النقد الأوربي .

الهدف من الفقرات التالية هو شرح طريقة الجار الأقرب وكيف استعملت لتحليل البيانات المالية التي تتضمن تحليل السلاسل الزمنية في مجال الفضاء. أيضاً، وبسبب حساسية وتعقيد المسار الزمني، سنركز علي بناء طريقة التنبؤ بدون معاملات، فقط باستعمال المعلومات القريبة من نقطة التنبؤ.

1.2 طريقة «الجار الأقرب»:

هذه التقنية للتحليل الديناميَ للنظم المعقدة والكبيرة الأبعاد حين تكون السلسلة الزمنية لمتغير واحد هي المعلومة الوحيدة المعروفة عن النظام.

1.1.2 إعادة بناء طور الفضاء بإحداثيات متأخرة:

تتضمن هذه التقنية أخذ سلسلة زمنية (X1,X2,...,XT) وبناء سلسلة جديدة من المتجهات متكونة من الملاحظات المبطأة للسلسلة الزمنية الأصلية. تكون المتجهات من m ملاحظة من السلسلة الأصلية على فترات من τ وحدة. ويمكن كتابته كالتالي:

$$X_t=[\chi_t \; , \; \chi_{(t-\tau)} \; , \; \dots \; , \; \chi_{t-(m-1)\tau}] \qquad (9)$$

العدد الصحيح m هو البعد التثبيتي. وهو بعد الفضاء المراد بناؤه، و τ معامل التأخير. وعلى سبيل المثال، إذا حددنا فترة تأخير للملاحظات تساوي القيمة 50، و m تساوي 2، فالمتجه العام في هذا الفضاء ذو بعدين هو إذن $xt = [xt,xt - 50]$.

إجراء البحث عن الجار الأقرب يتضمن اختبار كل المتجهات في الترتيب الزمني، واختيار ذوي المعيار الإقليدي المصغر.

مثال:

يوضح هذا المثال إنشاء التوقع لـ X495، عنصر مختار عشوائياً من السلسلة الزمنية [X1,X2,...,X512] التي تعد تسلسلاً لتكرارات من الجاذب «أكيداً»:

$$x_{t+1} = 1+\mu[1+x_t \cos(\tau)-y_t \sin(\tau)]$$

$$y_{t+1} = \mu[x_t \sin(\tau) + y_t \cos(\tau)]$$

$$\tau = 0.4-\frac{6}{1+x_t^2+y_t^2} \quad where \ \mu = 0.83$$

سنستعمل الآن، طريقة إعادة بناء الفضاء لجار، 511 متجه ثنائي الأبعاد ذو إحداثيات تأخير $X_t = (x_t,x_{t-1})$. الإحداثيات الرأسية لـ X_t تتمثل في $X_t(1)$ و $X_t(2)$ وتعبر ع

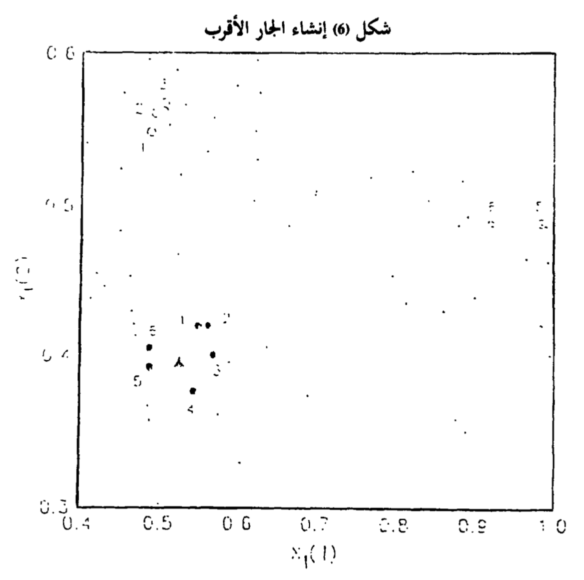
قيم x_t و x_{t-1} .

الفكرة من طريقة التنبؤ هي احتمال وجود تحويل ذي فترة مقدمة $X_t = T(X_{t-1})$ لمتجهات إحداثيات التأخير ثنائية الأبعاد . يتغير هذا التحويل المجهول بنظام غير خطي في الفضاء ثنائي الأبعاد الممتد عبر المتجهات $X_2, X_3, \ldots, X_{512}$. يمكن توظيف الدالة T باختيار شكل وظيفي محدد وبعدها تقدر حول النقطة X_{494} . ومن هذا التقدير للتحويل ، يمكن تنبؤ X_{495} وكذا التنبؤ المتطلب لإحداثياتها الرأسية x_{495} ، باستعمال حساب $T(x_{494})$.

الشكل (6) يوضح فكرة التحويل المحلي . فالمثلث الصلب يمثل X_{494} والدوائر الصلبة ، المرقمة من 1 إلى 6 ، تمثل الجيران الأقرب الستة لـ X_{494} كما هو موضح في المسافة الإقليدية

$$\|X_{494} - X_t\| = \sqrt{[X_{494}(1) - X_t(1)]^2 + [X_{494}(2) - X_1(2)]^2} \qquad (10)$$

شكل (6) إنشاء الجار الأقرب



الجيران الأقربون $X_{454}, X_{245}, X_{436}, X_{235}, X_{45}, X_{29}$ متناثرون بشكل عشوائي خلال الترتيب الزمني لـ 511 متجه . ويمثلون عناصر ميدان T . أما المتجهات المتقدمة بفترة واحدة من هذه المتجهات المجاورة فهي تمثل عناصر للمدى T . هذه المتجهات هي $X_{46}, X_{30}, X_{455}, X_{437}, X_{246}, X_{236}$ ومعبر عنها بدوائر مفتوحة في الشكل 6 . لقد عرفت 6 نقط لتكون عناصر لمدى T . لكل نقطة صورتها المطابقة في مدى T . فمتى حددت الدالة الوظيفية لـ T ، يجوز استعمال هذه المعلومات لتقدير معاملاتها . ويمكن استبدال المتجه X_{494} في صيغة المعاملات ، كي ننشئ تنبؤ X_{495} ومن هنا X_{495} .

لأغراض هذا المثال ، فإن الدالة T لها الشكل الوظيفي التالي :

$$\begin{pmatrix} X_{t+1}(1) \\ X_{t+1}(2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{12} & \beta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_1(1) \\ X_2(2) \end{pmatrix} \tag{11}$$

يمكن رؤية البارامترات α_i و β_i ، كأسر لتمديد وصفات الطوي للجاذب الغريب . ليست هناك حاجة لتقدير كل المعاملات الستة . في التحويل الأعلى ، بما أن الأول فقط من الترتيبات X_{495} هو المطلوب . وهذا يعني أن السطر الأول فقط من المعادلة (11) هو المحتاج تقديره . لنرقم التحويل المرافق للسطر الأول من (11) بـ T_1 ، وبذلك تعطى العلاقة بين X_t و X_{t+1} كالتالي :

$$X_{t+1}(1) = \alpha_1 + \beta_{11} X_t(1) + \beta_{12} X_t(2). \tag{12}$$

ويمكن كتابة هذا بواسطة معاملات السلسلات الزمنية $x_t = X_t(1)$ و $x_{t+1} = X_t(2)$ كالتالي :

$$X_{t+1} = \alpha_1 + \beta_{11} x_t + \beta_{12} x_{t-1} \tag{13}$$

وبعد تمييز ملاحظات الجار الأقرب ، يمكن كتابة المعادلة (13) كما يلي :

$$\begin{pmatrix} x_{455} \\ x_{246} \\ x_{437} \\ x_{236} \\ x_{46} \\ x_{30} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{454} & x_{453} \\ 1 & x_{245} & x_{244} \\ 1 & x_{436} & x_{435} \\ 1 & x_{235} & x_{234} \\ 1 & x_{45} & x_4 \\ 1 & x_{29} & x_{28} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \beta_{11} \\ \beta_{12} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \\ \varepsilon_6 \end{pmatrix} \tag{14}$$

$$\hat{x}_{495} = \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_{11} x_{494} + \hat{\beta}_{12} x_{493} \quad (15)$$

وفي الخلاصة، فقد استعملنا التحويل المحلي لتعريف معاملات اتجاه (T
$X_{30}, X_{46}, X_{236}, X_{246}, X_{437}$ و X_{455}) كصور للمعاملات $X_{45}, X_{235}, X_{436}, X_{245}, X_{454}$
X_{29} من ميدان T لتقدير المعاملات، وقد استعملنا أيضاً المعيار الإقليدي في تحديد الجيران الأقرب في الفضاء، بعدها وباستعمال المعادلة (12) نحصل على تقدير لتنبؤ الإحداثي الرأسي X_{495} . وتستعمل الطريقة نفسها لتوقع متجه آخر من سلاسل زمنية جديدة مثل X_{496} وهكذا...

2.2 تنبؤات مقاطع كثيرة الحدود :

في الفقرة السابقة افترضنا أن التطبيق T_1 من X_t إلى X_{t+1} ، كان خطياً . وكذلك افترضنا ثنائية أبعاد الفضاء، وعدد تأخيرات ملاحظات السلاسل الزمنية الذي استخدم لبناء المتجه X_t ، أما الشكل الوظيفي في هذه الفقرة، لـ T_1 فقد عمم لكثير الحدود ذي رتبة d وعممنا الفضاء بإعطائه m بعداً .

على سبيل المثال، نوع التنبؤ التربيعي المتقطع في فضاء ذي m بعداً هو :

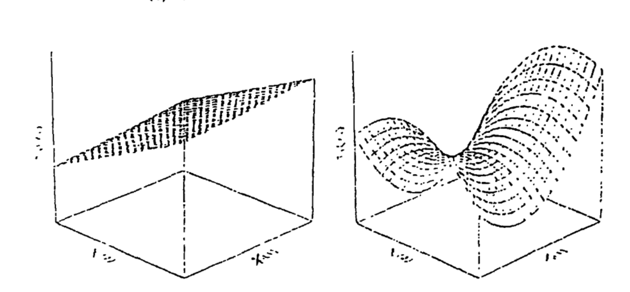
$$T_1(X_1) = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i X_t(i) + \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} \gamma_{ij} X_t(i) X_t(j) \quad (16)$$

كما في التنبؤ الخطي، يمكن التنبؤ بكثرة الحدود ذي أبعاد أعلى باستعمال طريقة المربعات الصغرى للجيران الأقرب لـ X_t . لمتعدد الحدود ذي رتبة d وفضاء ذي m بعداً، يمكن أن نبرهن أن هناك $\binom{m+d}{m}$ معاملات علينا أن نقدرها . وهذا يفرض قيوداً صارمة على رتبة وبعد كثيرة الحدود المستخدمة في التنبؤ . هناك سببان لهذه القيود . الأول يكمن في صعوبات حسابية مرتبطة بعوامل المصفوفة . والثاني يكمن في إمكانية اعتبار التحويل الملائم T_1 ، كسلسلة تايلور التقريبية ذات أبعاد m ، ورتبة d للنظام اللاخطي الأساسي . ولهذه الأسباب، معظم التحاليل محصورة في الصيغ الخطية والتربيعية .

كمثال، نعتبر الشكل (7) (a) و (b) الذي يوضح النموذج المأخوذ من دوال التنبؤ بالتقطع الخطي والتقطع التربيعي لفضاء ذي بعدين . وتبين الخطوط الأفقية البعد الثنائي لفضاء المتجهات من نوع $X_t = [X_t(1), X_t(2)]$ كما يبين المحور العمودي دالة التنبؤ $T_1(X_t)$ التي تقدر كل نقطة في الفضاء لإعطاء مساحة (سطح) التنبؤ . الأشكال الوظيفية للدالة المستعملة لإنشاء هذه المساحات (السطوح) الخصوصية معطاة في المعادلة (13)، بالنسبة

للسطح الخطي . أما بالنسبة للسطح ذي شكل السرج المتكون من التنبؤ التربيعي (دالة m = 2) فإنه معطى من المعادلة (16) . كلاهما قدر بطريقة المربعات الصغرى التي تصغر مربعات انحرافات دالة التنبؤ من السلوك الحقيقي ، وهذا يعني الكمية : $[T_1(X_t) - X_{t+1}(1)]^2$.

شكل (7) التنبؤ الخطي والتربيعي



3. برمجيات واختبارات التنبؤ :

بما أن السلاسل الزمنية تبدو عشوائية وصعبة التنبؤ ، فإنه من الطبيعي للاقتصاديين أن يهتموا بنظرية الفوضى ومعرفة إذا كان هناك مايمكن تطبيقه في الجوانب الاقتصادية والمالية . استعمال الفوضى في الاقتصاد القياسي يبرز احتمال إنشاء اختبارات إحصائية جديدة للكشف عن الأنماط المخفية في أسعار الصرف ، ومتغيرات الاقتصاد الكلي ، وعوائد أسواق الأسهم المالية غير الملحوظة مسبقاً . إضافة إلى أن هذه الأنماط ربما تساعد في التنبؤ خاصة في فترات قصيرة المدى .

إحدى هذه التقنيات الجديدة هي اختبار Brock بروك ديكيرت Dechert وشينكمان Sheinkman (BDS test) . يعتبر اختبار BDS مفيداً خاصة عند عدم معرفة نوعية التركيبة المخفية المتوقعة في أخطاء التنبؤ المعيارية في نموذج التنبؤ . وفي الحقيقة ، إذا كان النموذج

صحيحاً ، فيجب أن لا يكون هناك تركيبة متوقعة لأخطاء التنبؤ القياسية . وإذا كان النموذج غير صحيح . فمن المحتمل كذلك عدم معرفة إذا كان خاطئاً . ولهذا فاختبار أخطاء التنبؤ ـــ لفحص وجود تركيبة محذوفة وغير محددة يعتبر ذا أهمية عملية .

1.3 خوارزم BDS (The BDS Algorithm) :

توزيع الـ BDS الإحصائي ذي المدى البعيد :

لتكن (X) سلسلة زمنية (تسلسل ملاحظات) بطول T . يحسب الـ BDS الإحصائي كالتالي . من المتجهات ذات أبعاد m ، المسماة تواريخ m ، $X_t = (X_t, X_{t+1}, \ldots X_{t+m-1})$ نخرج الارتباط التكاملي :

$$C_{m,T}(\varepsilon) = \sum_{t<s} I_\varepsilon(X_t^m, X_s^m).[\frac{2}{T_m(T_m-1)}] \tag{17}$$

حيث $T_m = T - m + 1$ و $I_\varepsilon(X_t^m, X_s^m)$ مؤشر دالـــــــــة حيث يساوي 1 إذا كان $X_t^m - x_s^m < \epsilon$ ويساوي صفراً في حالة أخرى . ||.|| تعني المعيار الفرعي . ارتباط التكامل يقيس كسر زوج نقاط (X_t^m, X_s^m) ضمن مسافة ϵ من بعضهم البعض . يستعمل الـ BDS بعد الارتباط للحصول على الاختبار الإحصائي لعدم الخطية التالي . تحت فرض العدم ، (X_t) تعتبر موزعة بشكل مستقل ومماثل (IDD) ، ومع دالة توزيع متراكمة غير منحطة F ، يمكن توضيح أنه بالنسبة للثوابت m و ϵ :

$$C_{m,T}(\varepsilon) \to C(\varepsilon)^m w.p.1, as T \to \infty, \tag{18}$$

حيث :

$$C(\varepsilon) = \int [F(z+\varepsilon)]\, dF(z)$$

وحيث z التوزيع الطبيعي القياسي .

وكذلك $[C_{mT}(\epsilon) - C(\epsilon)^m]$ لها توزيع طبيعي ذو مدى بعيد ، بمعدل صفر وتباين :

$$\sigma_m^2(\varepsilon) = 4[K^m + 2\sum_{j=1}^{m-1} K^{m-j}C^{2j} + (m-1)^2 C^{2m} - m^2 K C^{2m-2}], \tag{19}$$

حيث $C = C()\epsilon$

و $K = K(\varepsilon) = \int [F(z+\varepsilon) - F(z-\varepsilon]^2 dF(z)$

ويمكن تقدير $C(\epsilon)$

بـ $C_{1,t}(\epsilon)$ و $K\epsilon$ بـ :

$$K_T(\varepsilon) = \sum_{t<s<r} h_\varepsilon(x_t^m, x_s^m x_r^m).[6/T_m(T_m-1)(T_m-2)]$$

حيث

$$h_\varepsilon(i,j,k) = [I_\varepsilon(i,j)I_\varepsilon(j,k) + I_\varepsilon(i,k)I_\varepsilon(k,j) + I_\varepsilon(j,i)I_\varepsilon(i,k)]/3.$$

وبهذا ، يمكـــــن تقديـــــر $\sigma_m^2(\epsilon)$ بـ $\sigma_{m,T}^2(\epsilon)$ ، باستبـــــــدال C و K في (19) بـ $C_{1,T}(\epsilon)$ و $K_t(\epsilon)$ والـBDS الإحصائي هو إذن :

$$W_{mT} = T^{\frac{1}{2}}[C_{m,T}(\varepsilon) - C_{1,T}(\varepsilon)^m]/\sigma_{m,T}(\varepsilon)$$

وله توزيع طبيعي قياسي تحت فرض العدم لـ(IDD) .

يمكن حساب الاختبار الإحصائي $W_{m,t}(\epsilon)$ في التطبيقات الحقيقية وإيجاد قيمته الحرجة باستعمال التوزيع الطبيعي القياسي بما أننا نعرف أن $W_{m,t}(\epsilon)$ طبيعي ذو مدى بعيد بمتوسط $C_m(\varepsilon)-C(\varepsilon)^m]/\sigma_m(\varepsilon)$ وتباين $[\omega_m(\varepsilon)/\sigma_m(\varepsilon)]^2$

لحساب هاتين الكميتين ، نحسب $C(\epsilon)$ ،

و $C_m(\epsilon), C_m(\epsilon)$

ثم $W_m(\epsilon)$ باستعمال تقدير مونت كارلو .

2.3 توزيع العينة المحدودة لـBDS تحت IDD :

عندما نستعمل اختباراً يعتمد على توزيع بعيد المدى ، يجب أن نتأكد أولاً من صحة تقدير توزيع العينة المحدودة باستعمال التوزيع البعيد المدى . أما بالنسبة لـBDS الإحصائي ، فهذه الوضعية صعبة حيث أن الاختبار يحسب لأبعاد معطاة m ومسافة معطاة ϵ ، (في عدد من الانحرافات المعيارية للبيانات ، σ) . فمثلاً ، إذا كانت m كبيرة بالنسبة لحجم العينة ، فإن BDS الإحصائي ، سيكون ذا سلوك مشتبه فيه ، بسبب قلة النقط المستقلة .

اقترح بروك Brock ، هزيش Hsiech ولوبارون Lebaron (1991) التوزيع المحدد لـBDS الإحصائي تحت فرض العدم لـIDD باستعمـــال محاكاة مونت كارلـــو (Monte Carlo Simulation) ، وأنشؤوا أعداداً عشوائية لأحجام للعينات التالية : (1000.500,100) و 6 توزيعات : التوزيع الطبيعي (N) ، وستيودنت (t(3)) ، والأس المضاعف (D) ، وكاي المضاعف

($\chi^2(4)$) رباعي درجات حرية ، والتوزيع ذا الحدين والموحد من التوزيع الطبيعي (U) بالنسبة لـ $m\leq5$ و $0.5<\epsilon<2$ كانت النتيجة أنه يمكن الوصول إلى التوزيع الطبيعي البعيد المدى كلما كبر حجم العينة وخصوصاً التوزيعات (N) و $t(\epsilon)$ و D و $\chi^2(4)$ ، بالنسبة لـ $T>500$ و $m=2$.

3.3 قوة اختبار BDS بالمقارنة مع بدائل مختلفة :

هل يكتشف اختبار BDS عدم الخطية تحت فروض غير فرض العدم؟ أو بلهجة إحصائية ، ما هي قوة BDS مقابل بدائل معينة ؟

في هذه الفقرة ، سنعتبر سبعة بدائل لـ(IDD)

AR(1) : الارتباط الذاتي من النوع الأول (First order Autoregression)

MA(1) : الارتباط الذاتي بالمعدل المتحرك من النوع (1) . (First order moving average)

Tent Map : خريطة الخيمة .

TAR : عتبة الارتباط الذاتي . (Treshold autoregression)

NAM : المعدل المتحرك غير الخطي . (Nonlinear moving average)

ARCH : الارتباط الذاتي واختلاف التباين الشرطي . (Autoregressive conditional heteroskedasticity)

GARCH : الارتباط الذاتي واختلاف التباين الشرطي التعميمي . (Generalized ARCH)

لقد تبين أنه بإمكان اختبار BDS كشف كل هذه النماذج[236] ، وهذا يعني أنه يجب علينا إزالة كل ارتباط خطي في بياناتنا قبل استعمال BDS لاختبار عدم الخطية .

أمثلة :

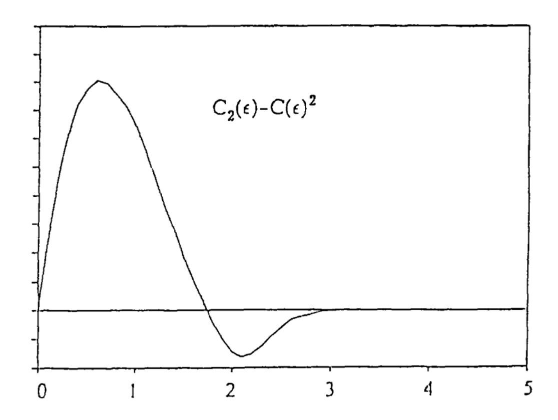
في هذا المقطع ، سنعطي أمثلة لنماذج اقتصادية حيث يمكن استعمال BDS لاختبار عدم الخطية .

نموذج تطبيقة الخيمة :

كما أكدنا سابقاً ، نموذج تطبيقة الخيمة موزع توزيعاً موحداً على (1،0) كما في شكل (2.8) ، ويعطي سلسلة زمنية غير مرتبطة . مثل هذه السلسلة الزمنية يعرضها الشكل (3.8) . أما الشكل (8.1) فهو يوضح أن الانحدار يساوي صفراً دائماً تحت فرض العدم لـ $(C_2(\epsilon)=C(\epsilon)^2)$IDD وأما تحت الشرط البديل ، خريطة الخيمة ، فإن $[C_2(\epsilon)-C(\epsilon)^2]$ غير صفر إلا في النقطتين القصوتين .

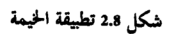
(236) بروك وهسي ، ولوبارون Brock, Hseih, and Baron .

شكل 1.8 تطبيقة الخيمة

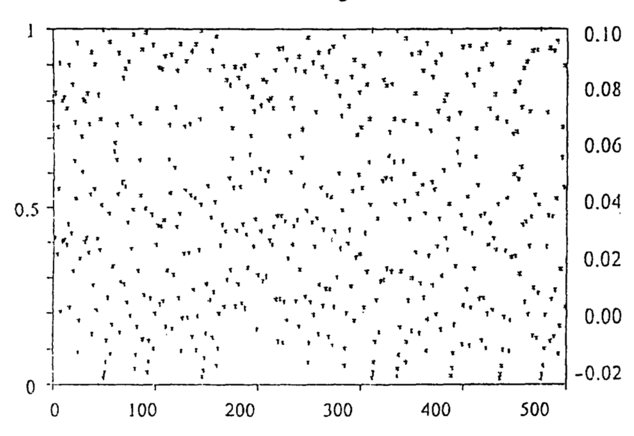


Asymptotic Distribution of BDS statistic

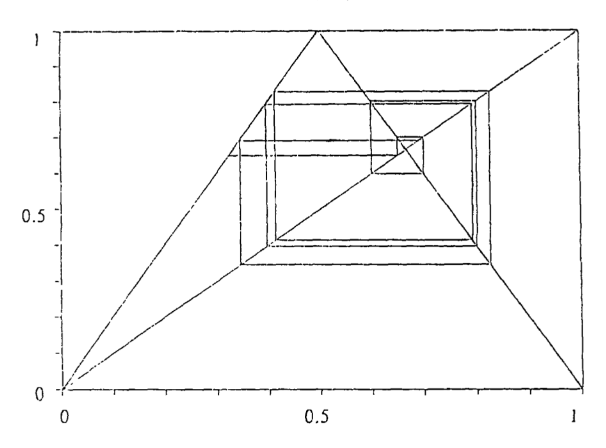
at m=2 under the Tent Map alternative.



شكل 2.8 تطبيقة الخيمة



شكل 3.8 رسم بياني للسلسلة الزمنية لتطبيقة الخيمة



نموذج معدل المتحرك غير الخطي :

$$X_t = U_t + \alpha U_{t-1} U_{t-2}$$

نموذج عتبة الارتباط الذاتي (عتبة الارتداد الآلي)

$$X_t = \alpha X_{t-1} + U_t \text{ if } X_{t-1} \cdot 1$$

$$X_t = \beta X_{t-1} + U_t \text{ if } X_{t-1} - 1$$

الارتباط الذاتي واختلاف التباين الشرطي :

$$X_t = \sigma_t U_t$$

$$\sigma_t = \sqrt{\alpha + \Phi X_{t-1}^2}$$

في هذه الأمثلة ، U_t موزعة بشكل مستقل ومماثل لـ : (IDD) ، و N(0,1) .

4.3 برامج حاسوبية لاختبار BDS :

من الخوارزميات النظرية أعد برنامجان حاسوبيان ، الأول يستعمل لغة C-language)-C-) المتطورة من قبل بلاك لوبارون Blacke LeBaron (1988) ، والثاني يستعمل لغة تيربو باسكال (4.0) (Turbo Pascal 4.0) و (Macro Assembler 5.0) الذي طوره W.Davis Dechert سنة 1988 . وهو ما سمي ببرنامج BDS .

5.3 برنامج بلغة بيسيك (BASIC) لنظرية لي يورك :

باستعمال الخوارزم المذكور في مقطع (1 - 4) ، أعددنا برنامجاً بلغة Quick Basic لاختبار الشروط الكافية لوجود ظاهرة الفوضى في نظام اقتصادي حسب نظرية لي يورك (انظر الملحق 2) .

4. اختيار السياسة المثلى :

1.4 الفوضى في نموذج سياسة :

المنهج العام لتقويم تأثيرات تدخلات السياسة هو بناء نموذج للقطاع المعني بالدراسة ، ثم بدء المحاكاة باستعمال خيارات مختلفة من الأدوات السياسية . عندما يمكن الحصول على المعلومات النوعية والكمية لآثار السياسة . لكن ، إذا كان القطاع فوضوياً ، فإن قدرة هذا النوع من التحليل محدودة . ولتوضيح ذلك ، سنستعمل نموذج السلعة الذي قدم في المقطع

3-2-1 . يفترض في هذا النموذج أن سعر المدخل ثابت من قبل الحكومة ، ويتم تقويم أثره على رفاهية المنتج باستعمال محاكاة النموذج بقيم بديلة لمستوى أسعار المدخلات . ويعطى المستوى الأمثل للمدخل بواسطة :

$$I^*_t = \left[\frac{a_1 a_2}{P^i_t}\right]^{\frac{1}{1-a_2}} [E_{t-1}[P_t]]^{\frac{1}{1-a_2}}$$

إذا كان الطلب على السلعة معطى بـ : $D_t = a_3 - a_4 P_t$ والسوق يصفى في كل فترة ، إذن هناك معادلة تحكم تطور سعر السوق وهي كالتالي :

$$P_t = \frac{a_3}{a_4} - \left[\frac{a_1}{a_4}\right]\left[\frac{a_1 a_2}{P^i_t}\right]^{\frac{a_2}{1-a_2}} [E_{t-1}][P_t]^{\frac{a_2}{1-a_2}} \qquad (20)$$

دالة العرض صارمة الانحدار المتصاعد لقطع متوقعة . إذا استعملت توقعات ساذجة ، فإن النموذج يصبح نسيج العنكبوت القياسي مع مدى السلوك الديناميي المرتبط به . وعلى العكس ، إذا حددت طريقة التوقع البديلة ، فالسلوك الديناميي للنظام يمكن أن يصبح أكثر تعقداً . وبالتحديد ، لنفترض أن توقع السعر مصمم بواسطة :

$$E_{t-1}\ [P_t] = a_5 P_{t-1}\ [1 - \frac{P_{t-1}}{a_6}] \qquad (21)$$

هذا يعني : إذا كان $P_{t-1} < a_6 \frac{a6}{a5}$ فإنه متوقع لـ P_t بأن ترتفع ، والعكس بالعكس .

باستبدال (21) في (20) نحصل على معادلة اختلاف غير خطية تصف تطور سعر السلعة . وبتثبيت $a_2 = 0.5$ نسهل الطريق للوصول إلى المعادلة (22) وهذا ملائم للتفسير الحالي . لكن ليس بالضرورة بالنسبة للنموذج أن يولد سلوكاً فوضوياً :

$$P_t = \frac{a_3}{a_4} - \frac{0.5 a_1^2\ a_5 P_{t-1}}{a_4 P^i_t} + \frac{0.5 a_1^2\ a_5\ P^2_{t-1}}{a_4\ P^i_t\ a_6} \qquad (22)$$

لبعض قيم المعاملات وأسعار المدخلات ، يتقارب النموذج لتوازن ثابت . إلا أنه ، في هذا التوازن ، هناك حالة لا تتطابق فيها توقعات المنتج في (21) مع سعر السوق . وهذا يؤدي

إلى شذوذ المنتج حيث يتوقع بزيادة أو بنقصان سعر ساكن. يمكن تجنب هذا بجعل المعامل a_6 متغيراً تابعاً للزمن:

$$a_{6t} = \frac{a_3 a_5 P_t^i}{(a_4 P_t^i + 0.5 a_t^2)\ (a_5 - 1)} \qquad (23)$$

وفي هذه الحالة، سيتقارب التوقع دائماً للتوازن الثابت. إذا كان النظام دائرياً أو فوضوياً، فإن آلية تطلعات السعر المعطاة في (21) و (23) ستتنبأ دائماً باتجاه تغيير السعر لكنْ ليس بحجمه. والسلوك الحقيقي للنظام (ثابت، دوري أو فوضوي) سيعتمد على قيم المعاملات ومستوى سعر المدخل. باستبدال (23) في (22) وإنشاء معاملات مركبة A_3, A_2, A_1 سنحصل على المعادلة التالية.

$$P_t = A_t - A_2 P_{t-1} + A_3 P_{t-1}^2 \qquad (24)$$

وبتحويل بسيط، نثبت أن (24) مكافئة لما يلي:

$$X_t = A^* X_{t-1}\ (1 - X_{t-1}) \qquad (25)$$

حيث $A^* = 1 + (1 + A_2)^2 - 4A_1A_3$

تعد المعادلة (25) نموذجاً من التطبيق اللوجستيكي الذي عرضناه سابقاً، فهو يصبح فوضوياً كلما كان المعامل $A^* \geqslant 3.75$

2.4 نظرية الكارثة:

1.2.4 خلاصة مختصرة:

تعد نظرية الكارثة فرعاً من الرياضيات التطبيقية المنشأة من قبل (روني توم Thom Rene)[237]. من أحسن تطبيقها دراسة للنبضات القلبية لزيمن Zeeman (1970). يمكن لنظرية الكارثة أن توفر بعض النماذج الوصفية وبعض الفرضيات، والتي إذا ما قورنت بأعمال تجريبية جدية يمكن أن تساعد في شرح ظواهر حقيقية.

تبدأ نماذج نظرية الكارثة بنظام ديناميكي بارامتري موصوف بشكل مباشر أو ضمني

(237) انتقدت بعض الأعمال التطبيقية في مجال نظرية الكارثة لكونها غير علمية.

بمجموعة معادلات تفاضلية : لندع (f,X) تكون نظاماً ديناميأ موصوفاً بالمتجه ذي الأبعاد $a:r(a_1,a_2,...a_r)$ حيث :

$$f: X \times A \rightarrow IR$$

$$(x,a) \rightarrow f(x,a) = \dot{x}$$

$$f(x,a) = \dot{x}$$

هنا x هي n متجه من متغيرات مرتبة . $\dot{x}$ هي المشتقات الزمنية لـ x ، و a هي k متجه من المعاملات . إذا كان التغيير في المعامل يؤدي إلى تغيير تركيبي حقيقي في النظام الدينامي ، فإن النقطة التي يحصل فيها التغير الهيكلي تسمى نقطة الكارثة . بعض السلوك غير الثابت لأسواق الأوراق المالية ، أسعار صرف العملة ، أو أي سوق يعرف مضاربين ، يمكن شرحه بنموذج مستند على نظرية الكارثة . وفي الحقيقة ، اعتبر الاقتصاديون أن اصطدام وال ستريت في أكتوبر 1988 نقطة كارثة محلية .

وعلى سبيل المثال ، لنأخذ النظام حيث X = IR

$$\dot{x} = x + a$$

النقطة صفر (X = 0) حيث يقفز النظام تسمى نقطة الكارثة أو الكارثة .

في هذه النظرية ، تدعى متغيرات الحالة بـ « المتغيرات السريعة » ، والمعاملات تدعى المتغيرات « البطيئة » . وهذا التميز معروف في النمذجة الاقتصادية حين يمكن رؤية متغيرات الحالات « كتوازن المدى القصير » ثم تعدل المتغيرات في شكل « المدى الطويل » . وعلى سبيل المثال حين ننمذج أنظم الاقتصاد الكلي ذات المدى القصير فإننا نفترض متغيرات معينة ، مثل أسهم رأس المال ، ثابتة في مستوى معرف سابقاً . وبعدها حين نريد فحص أنظم النمو الاقتصادي في المدى الطويل ، فإننا نتخيل أن الاقتصاد يعدل بالتدريج مع توازن المدى القصير ، ثم نركز على تعديلات المدى الطويل .

تعتمد نظرية الكارثة على التمازج بين توازن المدى القصير ونظام المدى الطويل الدينامي . وللتوضيح ، فإن نظرية الكارثة تدرس تحركات توازن المدى القصير مع التطور التدريجي لمتغيرات المدى الطويل . وهناك نوع مهم من التحركات هو حين يقفز توازن المدى القصير من جهة في فضاء الحالة إلى جهة أخرى . وهذه القفزات تعد كوارث .

2.2.4 أنواع الكوارث :[228]

---

(228) مزيد من التفاصيل راجع Golubitsky (1978) .

يمكن تقسيم الكوارث إلى عدد صغير من الأقسام مميز حسب النوعية :

تعريف :

(1) فرع دالة من $R \to R^n$ عند صفر هي المرادف لأقسام من التطابق حيث نسمي دالتين متماثلتين إذا كانتا متطابقتين في جوار نقطة الصفر . لندع $C_0^\infty(R^n)$ تكون فضاء الفروع من دوال متناهية الاشتقاق من $R \to R^n$ عند الصفر . إذن ، فالفرع f من $C_0^\infty(R^n)$ ليس إلا الدالة $f : (R^n,0) \to R$.

(2) الفضاء المماس : لتكن X n- مضاعفاً في R^p و $x \in X$ الفراغ المماس لـ X في x هو فضاء جزئي لمتجهات من المجموعة R^p . ويرمز له كالتالي : $T_x X$ ثم يعرف كما يلي :

لندع $C: R \to X$ تكون منحنى متكاملاً حيث $C(o) = X$ ، إذن $r = 0$ $\frac{dc}{dr}$ هو متجه مساس للمنحنى c عند x و $T_x X$ هو مجموعة كل هذه المتجهات .

3. البعد المشترك :

إذا كانت n x- مضاعفاً في R^p ، إذن ، فإن البعد المشترك لـ X العدد الصحيح

$$\dim R^p - \dim X = P - n$$

سبع كوارث أساسية :

هناك سبعة أنواع من الكوارث ، ثابتة ، حيث تكون مع معاملات المراقبة أقل من أو تساوي 4 .

الفرع	البعد	اسم الكارثة
x^3	1	Fold
$\pm x^4$	2	Cusp
x^5	3	Swallow's Tail
$\pm x^6$	4	Butterfly
أو $x^3 + y^3$		
$x^3 + x^2 y$	3	Hyperbolic umbilic
$x^3 - xy^2$	3	Elliptic umbilic
$\pm (x^2 y + y^4)$	4	Parabolic umbilic

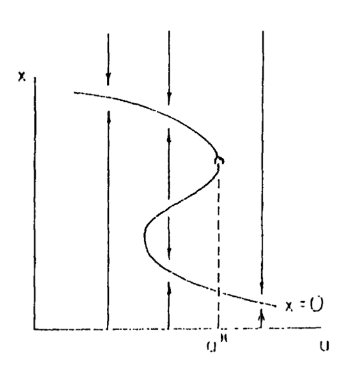
يعبر الشكل 9 عن حالة الكارثة المطوية "fold" ولقد اخترنا نظاما تتغير سريع . ١

واخر بطيء، a ، لكل قيمة محددة لـ a ، فإن المتغير السريع يتعدل إلى التوازن الموضعي الثابت . وهذا يعني أن النظام يتحرك بسرعة إما إلى الجهة الأدنى أو إلى الجهة الأعلى من مسار $x = 0$ بالاعتماد على الشروط الأولية كما هو موضح في الشكل 9 .

وللإدلاء عن كارثة "Cusp" ، ليكن للنظام متغير سريع واحد ، x ، ومتغيران بطيئان a و b : $X = f(x,a,b)$

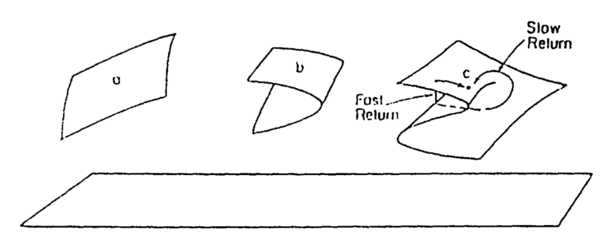
وبهذا ، فإن مسار $X = O$ سيكون سطحاً ثنائي الأبعاد في R^3 . وهذا السطح يجلس محلياً على السطح R^2 في أحد من ثلاثة الأوجه الممكنة كما هو موضح في الشكل (10) . شكل 10.a يمثل حالة لا كارثة (أو لا وجود لكارثة) : أي تحرك بسيط للمتغيرين البطيئين a و b ينتج عنه تعديل متتابع لتوازن المدى القصير . أما شكل 10.b فهو كارثة الطي "Fold" . وشكل 10.c يقدم لنا شكلاً مهماً وهو كارثة 'Cusp" .

شكل (9)



شكل (10) كارثة "Cusp"

Classification of two dimensional singularities



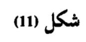
3.2.4 تطبيق تقنيات الكارثة لنموذج اقتصاد كلي بسيط :

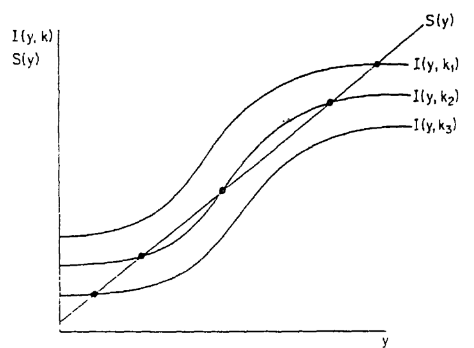
في هذا النموذج ، سنستعمل أبسط نوعين من الكوارث ، كارثة الطي "Fold" وكارثة "Cusp" ، بالنسبة لنموذج الانكماش الاقتصادي . لنعتبر من جديد النموذج الدينامي لتعديلات الدخل القومي :

$$\frac{y}{s} = C(y) + I(y,K) - y,$$

$$\dot{k} = I(y,k) - I_o$$

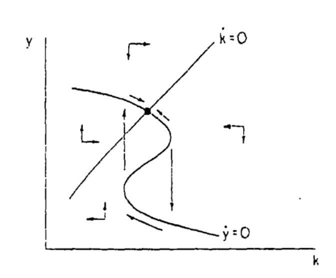
حيث y هي إجمالي الدخل القومي ، و s تمثل التوفير ، و k تمثل أسهم رأس المال ، و C(y) دالة الاستهلاك ، و I(y,t) دالة إجمالي الاستثمار ، و $I(y,k) - I_o$ دالة صافي الاستثمار ، و I_o الاستثمار لتغطية الاستهلاك ، المعاملات تمثل سرعة تعديل النظام الأول ، المعتقد أنه سريع على الأقل بالمقارنة بتحركات أسهم رأس المال . فلندرس الآن شكل مسار y=o . فهو مجموعة كل y و k حيث الطلب عن الناتج يساوي العرض للناتج أو بالتعادل ، حينما يتساوى الاستثمار والادخار . وفي الشكل 11 ، قد طابقنا دالة الادخار الخطية ودالة الاستثمار "Signoid" ، لثلاث قيم لـ k . عندما تكون k منخفضة جداً ، سنحصل على مستوى عال من الاستثمار وبذلك ، مستوى توازن عال للدخل في المدى القصير . كلما ازدادت k ، نحصل على ثلاث قيم توازن لـ y ، واحدة غير ثابتة واثنتان ثابتتان . وأخيراً ، حين تكون k كبيرة (بالنسبة للميل) ، فإن الاستثمار يكون صغيراً ، وبذلك يكون توازن الدخل صغيراً .





شكل (12)

The *(y, k)* phase space



إذا تطرقنا لمسار $k=o$ ، فيجب أن يكون منحنى خط صاعد في فضاء (y,k) . ولقد اتضح أنه كلما كان الميل الحدي للاستهلاك أقل من واحد ، فإن مسار $k=o$ يتقاطع مع مسار $y=o$ في نقطة واحدة . هناك إذن 3 احتمالات : يمكن الحصول على توازن المدى البعيد على الحد الأعلى ، أو الوسط أو الأدنى لمسار $y=0$. الحد الأعلى والأدنى متوازيان ، وبهذا سنلغي حالة تقاطع الحد الأدنى . أما بالنسبة للحد الوسط ، فقد توضح أنه عندما تكون سرعة معامل التعديل عالية كفاية ، وكذلك بتوفر بعض الشروط التقنية ، فيجب تواجد حد دوري في فضاء الحالة .

في مرحلة فضاء (y_t,k) في الشكل 12 ، دعنا نفترض أن توازن المدى البعيد (أو مسار المدى البعيد للنمو) يحصل في الحد الأعلى لمسار $y=o$. بهذا ، فالتوازن الناتج ثابت محلياً . مع أنه غير ثابت إجمالياً . وتعتبر طبيعة عدم الثبات هذه مهمة . لنفترض أن لدى المؤسسات كثيراً من رأس المال ، (مثلاً بالاستثمار المثقل على المخازن) . إذن ، يمكن لدالة الاستثمار أن تتحول إلى الأسفل إلى الحد الذي يصير فيه مستوى التوازن الوحيد للدخل في المدى القصير منخفضاً جداً .

حين تبدأ البضاعة (المخازن) ، بالتضاؤل تدريجيا ، فإن k تنخفض ويستعاد الاستثمار . حينما تصل k للقيمة الحرجة ، فالدخل يقفز بسرعة إلى الحد الأعلى ، و k ترجع إلى مستوى توازن المدى البعيد . وهذا التحرك موضح في الشكل 12 وعامة يوصف بـ « انكماش البضاعة » .

3.4 ملاحظات ختامية :

اهتمت كتابات وأبحاث عديدة بنظرية الفوضى واحتمال وجود مسارات زمن معقدة في النماذج الدينامية للأنظمة الاقتصادية . فالنظم الحقيقية المولدة لهذا السلوك الملحوظ هي معقدة بالتأكيد ، ومحتمل أن تكون غير خطية . والسؤال هو : هل عدم الخطية وقيم المعاملات فعلاً يولد سلوكاً فوضوياً . لقد قدمت هذه الورقة بعض أدوات التحليل . وهذه آخر الملاحظات :

(1) في تقويم معنى نظرية الفوضى نظرياً وتطبيقياً في مجال الاقتصاد ، يجب الاهتمام أولاً بمدى تأثير النتائج بوجود سلوك فوضوي ، وثانياً مدى احتمال اكتشاف وجود السلوك الفوضوي . الجواب على هذا السؤال هو : إذا وجدت شروط الفوضى ، فإن الصياغة الحالية للمشاكل الاقتصادية وموثوقية النتائج المحصل عليها من خلالها ، يصبح موضوع

شكل. أما الجواب على السؤال الثاني فهو ليس واضحاً. إذا أسندنا خلاصتنا على ما يتوفر لدينا حالياً من أدوات (نظرية لي يورك، أس ليابونوف، واختبار BDS)، فإننا سنستخلص بأن وجود نظام الفوضى سوف لا يتردد كثيراً، بما أننا نعرف أن هناك احتمال وجود فوضى في حالة عدم تحقق شروط ومتطلبات لي يورك.[239] وكذلك افتقاد موثوقية اختبار BDS لأبعاد أكبر. بهذا فمن الضروري الحصول على شروط فوضى «كاملة». وإلى حين، يمكن اقتراح الطريقة التالية، مع الأخذ بعين الاعتبار بأن الوضعية تتعلق بطبيعة المشكل وبالأخص ترتيب معادلات الفروق، وحساسية النظام للتغيرات الضئيلة في المعاملات والشروط الأولية:

الخطوة الأولى هي اختبار شروط لي يورك. إذا توفرت هذه الشروط فلدينا نظام فوضى. وإذا لم تتوفر، فيجب أن نعرف بأنه ليس هناك ضمان لعدم ظهور نظام فوضى لاحقاً في التطور الزمني للنظام. أما الخطوة الثانية، فهي استعمال أس ليابونوف لاختبار وجود الفوضى. وأخيراً الخطوة الثالثة تقترح اختبار BDS. في حالة نماذج السلاسل الزمنية أو نماذج الفوضى المندمجة مع تقنيات التنبؤ.

(2) لقد شملت نظرية الفوضى ميادين كثيرة، لكن من المؤكد أن هناك اكتشافات لتطبيقات أخرى سترى النور حين يصبح الباحثون أكثر اعتياداً على استعمال تقنياتها.

(3) هناك خاصية مميزة للجاذب الغريب وهي أنه يمكن أن يكون عدداً غير صحيح، وآنذاك يسمى بـ "fractals". وهذا الموضوع هو من امتدادات نماذج الفوضى.[240]

(4) وأخيراً، تجدر الإشارة إلى أنه بالنسبة لنظام فوضوي، فإن التنبؤ والمحاكاة يصبحان مقيدين تقييداً صارماً.

---

(239) راجع W.J.Baumol and J.Benhabib (1989).

(240) راجع Creedy and V.I Martin (1994) مدخل إلى "Fractals" مع التركيز الخاص على نوعين معروفين من "Fractals" باسم مجموعات Julia و Mandelbort.



المراجع

(1) **Ahmed, S. (1991).**

Capital in Economic Theory: Neoclassical, Cambridge and Chaos, Edward Elger Publishing Limited-England.

(2) **Arrow, K. J. and MD Intrilligator (1981).**

Handbook of Mathematical Economics, North-Holland.

(3) **Barnett, W. A., et al. (1988).**

Dynamic Econometric Modelling, Cambridge University Press.

(4) **Baumol, W. J. Benhabib (1991).**

Chaos and Economic Application, Journal of Economic Perspectives, (1).

(5) **Brock, W. A. et al. (1991).**

Nonlinear Dynamics. Chaos. and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.

(6) **Casdagli, M. and S. Eubank, eds., (1991).**

Proc. 1990 NATO. Workshop on Nonlinear Modelling and Recasting. Santa Fe Institute Series, Addison-Wesley, Redwood City, CA.

(7) **Golubitsky, M. (1978).**

«An Introduction to Catastrophe Theory and its Applications». SIAM Review, 20: 352-287.

(8) **J. Creedy and Vance L. Martin (1994).**

Chaos and Non-Linear Models in Economics, Edward Elgar.

(9) M. Burton, (1991).

«Some Illustrations of Chaos in Commodity Models».

in: Journal of Agricultural Economics, Vol.44, No.1.

(10) Stutzer, M. J. (1980).

Chaos Dynamics and Bifurcation in Macro Model, Journal of Economic Dynamics and Control, 2, pp.353-76.

(11) Thom, R. (1975).

Structural Stability and Morphogensis.

Readind, MA: W. A. Benjamin.

(12) Varian, H. (1979).

Catastrophe Theory and the Business Cycle.

Economic Inquiry, 17: 14-28.

(13) **William J. Baumol and Jess Benhabib (1989).**

Chaos: Significance. Mechanism. and Economic Applications.

Journal of Economic Perspectives-Vol3, No1-77-105.

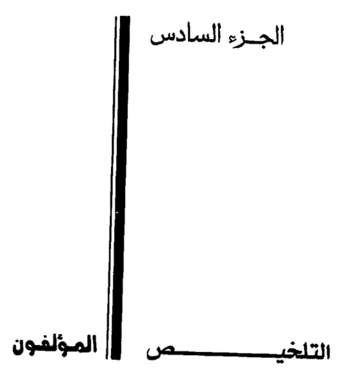
(14) Zeeman, E. (1972).

«Differential Equations for the Heartbeat and Nerve Impulses».

in: C. H. Wadington, ed., Towards a Theoretical Biology, Vol.4. Edinburgh: Edinburgh University Press.

also in: M. M. Peixoto, ed., Dynamical Systems. New York: Academic Press.




الجــزء السادس
التلخيـــــــــص
المؤلفون

تلخيص :

سنحاول في هذا الجزء أن نلخص ونضيف بعض الملاحظات حول الإسهامات البحثية التي وردت في أجزاء هذا الكتاب فيما يتعلق بالتطورات الرئيسية للأنواع المختلفة للنماذج وهي نماذج الاقتصادي الكلي القياسي MEM ، نماذج التوازن العام المحتسبة CGE ، نماذج المدخل ــ المخرج IOM ، نماذج اختلال التوازن DM والنظم الديناميكية ونماذج الفوضى الديناميكية DSMCD . وسوف نتناول هذه الأنواع تباعاً .

1.6 التطورات الحديثة في نمذجة الاقتصاد القياسي :

قام المؤلف في هذا الجزء باستعراض التطورات الحديثة في مجال نمذجة الاقتصاد القياسي . وقد ركز الاستعراض بصورة رئيسية على المواضيع والتقنيات المحتملة والملائمة لبناء نموذج اقتصاد قياسي نمطي لتقويم السياسات . وبالتالي ، فإنه ركز بصورة رئيسية على النماذج الديناميكية حيث يكون لعامل الزمن أهمية قصوى . وتجنب الاستعراض التطورات في النظرية الاقتصادية الكلية والمجالات المتعلقة بها ما لم يكن لها ارتباط بتطورات تقنيات التقدير ، والاختبار ، والتنبؤ وتقويم السياسات .

منذ ميلاد الاقتصاد القياسي كمجال مستقل قبل حوالي ستين سنة ، حدث تقدم كبير في التقدير ، واختبار الفرضيات والتنبؤ وتقويم السياسات باستخدام نماذج الاقتصاد القياسي . مقابل هذا التقدم تمت جهود متواضعة لتحديد وتصنيف مجموعة متجانسة من المبادئ لتوجيه نمذجة الاقتصاد القياسي .

حديثاً فقط توجه الاهتمام بهدف تحقيق مثل هذه المبادئ . والسؤال المنهجي الهام الذي يطفو على السطح حول هذه الأدبيات هو : هل يجب أن يكون النموذج كثيف النظرية أم كثيف البيانات ؟

منذ عرف الاقتصاد القياسي كمجال قائم بذاته تم تبني المنهج الأول أي كثافة التنظير

أو المقاربة الهيكلية . كانت هذه الطريقة هي السائدة حتى بداية السبعينات وقد أيدتها لجنة Cowles منذ بداية الأربعينات حيث كان هدفها « الجمع بين النظرية الاقتصادية والطرق الإحصائية وبيانات مشاهدة لبناء وتقدير نظام لمشاكل المحاكاة يستطيع وصف الاقتصاد » . لذلك كانت نقطة البداية بحاجة فقط لنظرية وبيانات تدعم أو تضعف هذه النظرية .

كانت هناك إجابة مختلفة على هذا السؤال من خلال أعمال Box و Jenking في السلاسل الزمنية حيث كان منهجهما يعتمد على الخاصيات الإحصائية للسلسلة لكي تتم نمذجة المتغيرات المعنية . وقد اعتمد SIMS المنهج نفسه في النمذجة حيث تمثل طريقته امتداداً للتقليد الذي وضعه Box و Jenking حيث تعتمد بصورة مكثفة على هيكل البيانات وبصورة أقل على النظرية الاقتصادية . وهذا ما يوضح عبارة « القياس بدون نظرية » .

وقد اتبع آخرون طريقة منهجية بمحاولاتهم اتخاذ « خليط متوازن » من النظريات والبيانات . ومن ضمن هؤلاء أعمال Zellner و Palm في نمذجة الاقتصاد القياسي الهيكلية وتحليل السلاسل الزمنية (SEMTSA) . ويبدأ منهجهما بتوصيف نموذج هيكلي يعتمد على النظرية الاقتصادية ومن ثم تشتق تضمينات تلك التوصيفات بدلالة عمليات سلسلة زمنية لمتغير واحد . فإذا كانت خاصيات السلسلة الزمنية لا تدعم افتراضات التوصيف النظري ، فيعاد توصيف النموذج الهيكلي .

السؤال المنهجي الهام الآخر المثار في الأدبيات يتعلق بالاختبار : هل اختبار التوصيفات النظرية يبدأ من أعلى إلى أسفل أم من أسفل لأعلى ؟ تبنت لجنة Cowles المنهج الثاني حيث يتم إثراء النموذج تدريجياً من خلال إضافة متغيرات جديدة وباختبار الأهمية الإحصائية للمتغيرات الأخيرة حسب تقديمها . وتتوقف هذه العملية عند الحصول على أفضل مستوى لبعض معايير جودة التقدير مثل معامل التحديد .

على عكس هذه الطريقة فقد قام تقليد في إنجلترا يعرف باسم « منهج من العام إلى الخاص » (General to Specific Approach) . تبدأ هذه المقاربة بتوصيف علاقات ديناميكية غير محددة تحتوي على فترات إبطاء وغالباً ما يعبر عنها في شكل نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model) (ECM) . ومن ثم يخفض النموذج إلى أبسط توصيف يلائم البيانات .

ومن جهة أخرى ، قام Leamer بتوجيه الانتقاد إلى المقاربة التقليدية نظراً إلى أنها لا تأخذ في الحسبان الجوانب المختلفة لعدم تأكدية النموذج حيث أن المصدر الوحيد لعدم التأكدية الذي يأخذ به في الحسبان هو ما يتعلق بعدم تأكيد المعاينة أو البيانات . فباستبعاد عدم تأكدية البارامتر ، تفترض الطريقة الكلاسيكية ضمنياً بأن النماذج توصف بصورة جيدة . ويمكن تلخيص إسهامات Leamer الرئيسية في شيئين : وصف إجراء البحث الذي

يعتمد على عدم تأكدية البارامترات ونوع من اختبار الهشاشة (Fragility) والذي يعرف بتحليل الحدود القصوى (Extreme Bounds Analysis) (EBA) .

ومن الإسهامات الأخرى ذات الصلة في الجدل الدائر حول منهجية نمذجة الاقتصاد القياسي نظرية التوقعات الرشيدة واتساع الأدبيات حول السلاسل الزمنية غير المستقرة . وقد عززت نظرية التوقعات الرشيدة التطورات الحديثة لتقنيات التقدير والاختبار وتقويم السياسات ، والتشديد على هيكل البيانات الزمنية ؛ والتعريف عبر القيود بين المعادلات .

من فضائل نظرية التغيرات غير المستقرة جذب الانتباه لكثير من المشاكل التي تواجهها نمذجة الاقتصاد القياسي مثل مشكلة الانحدار الزائف (Spurious Regression) وخطورة تفسير الاختبارات الإحصائية التقليدية عند وجود اتجاه عام . بالإضافة لذلك ، فهي تنشئ شكلاً للنمذجة الديناميكية في حالة وجود تكامل مشترك (Cointegration) .

ركز الفصل الثاني من هذا الجزء على تقنيات التقدير الرئيسية لنمذجة الاقتصاد القياسي . وتضمن معلومات محددة وطرق نظم التقدير للنماذج الخطية مقابل غير الخطية والساكنة مقابل الديناميكية . كما سلط الضوء على بعض متطلبات حجم العينة والمسائل الإحصائية المتضمنة في تقدير نماذج الاقتصاد القياسي .

ووضح الفصل الثالث الاعتبار المطلوب لمسائل اختبار واختيار النموذج الذي كان مهمشاً لفترة طويلة من الزمن مقارنة بمسائل التقدير والتحديد . ويمكن تقسيم الاختبارات إلى الآتي : الاختبارات المصممة لفحص صحة توصيف نموذج بعينه ، والاختبارات المصممة للاختيار من بين عدة توصيفات للظاهرة نفسها .

النوع الأول من الاختبارات يضم الفحص التشخيصي (Diagnostic Checking) واختبار التوصيف (Specification Testing) . الفحص التشخيصي ، غالباً ما يعرف أيضاً باختبار سوء التوصيف ، حيث يشير إلى اختبار الافتراضات الأساسية للنموذج الإحصائي تحت الدراسة مثل افتراضات الخطية ، والتجانس ، واستقلال السلسلة وهيكل ARCH والطبيعة وثابتية الزمن ... الخ . وتعتمد هذه الاختبارات في الغالب على بواقي نماذج الانحدار .

وتصمم اختبارات التوصيف لاختبار الفرضيات المتعلقة بالبارامترات الإحصائية المرغوبة بادعاء أن الفرضيات الأساسية للنموذج الإحصائي الحالي صحيحة . ويعتمد الاختبار الأخير عموماً على إجراءات الاختبار التقليدي مثل LM,LR واختبار WALD .

أما النوع الثاني من الاختبارات فهو المتمثل في اختيار النموذج (Model Selection) ، والذي يضم تمييز النموذج أو (تقويمه) (Evaluation) أو (Model Discrimination) ، إلى جانب اختيار النماذج بناء على الاختبارات الإحصائية التقليدية . ففي حين تمكن الاختبارات من

النوع الأول من التحقق إذا ما كان النموذج الموفق للبيانات ينسجم مع الميكانزم الذي يولد البيانات فإنها لا تعطي أي إشارة عن ما إذا كان النموذج أحسن من نماذج أخرى منافسة، وهو المقصود من اختبارات اختيار النموذج.

أما تمييز النماذج، فيعتمد على معايير مناسبة مثل AIC وقيمة تربيع R المعدلة، ومعايير تنبؤ Amemiya ... الخ، للاختيار بين النماذج. وعلى هذا الاعتبار، لا يفضل نموذج على آخر مسبقاً وذلك على عكس طريقة اختبار الفرضيات التي تفترض أن أحد النماذج أفضل من الآخر ماعدا إذا حدث شيء يخالف ذلك (رفض فرضية العدم، بلغة الاختبارات الإحصائية التقليدية).

تؤكد وتحلل أغلبية هذه الاختبارات في نماذج ذات معادلة مفردة. وبرغم من حقيقة أن المبادئ الأساسية لنماذج المعادلات المفردة لا يمكن تمديدها بسهولة لحالة نماذج متعددة المعادلات، فإنه تم التعرض في هذا الفصل إلى معايير أخرى لاختيار وتقويم النماذج متعددة المعادلات.

كرس الفصل الرابع من هذا الجزء لعرض المسائل الأساسية المتضمنة في التنبؤ والإسقاطات باستخدام نماذج الاقتصاد القياسي. وبعد إلقاء الضوء على المبادئ الأساسية للتنبؤ والإسقاطات، ركز الفصل على المعايير الرئيسية للإسقاطات والتنبؤ الموجودة في الأدبيات. والدرس الرئيسي الذي ينبع من الأدبيات الضخمة في تقويم التنبؤات يمكن تلخيصه على النحو التالي:

- إسقاطات سلسلة زمنية وحيدة المتغير تفوق تلك الإسقاطات الإيكنومترية المولودة من نماذج «غير مساعدة» في المدى القصير.
- نتائج الإسقاط المتأتية من نماذج الاقتصاد القياسي والمعدلة برأي الاقتصاديين تكون عادة أفضل من نتائج النماذج غير المساعدة.
- استخدام المتغيرات التي تقود الاقتصاد إلى نقطة تحول في الدورة الاقتصادية تكون مثمرة جداً في الإسقاطات.
- توافقية الإسقاطات الكثيرة المولدة من عدة نماذج يمكن أن تكون مفيدة جداً بدلاً من استخدام إسقاط واحد.

تم تأييد النقطة الأخيرة المشار إليها سابقاً إلى درجة كبيرة في العرض الموجود في القسم الذي يتناول مواضيع توافقية الإسقاطات. قدم القسم الأخير المتعلق بالتنبؤ في هذا الفصل الطرق الرئيسية لتوحيد الإسقاطات. والخلاصة التي يمكن أن نخرج بها من هذا الاعتبار هي أن توحيد الإسقاطات لا يعود بصورة دائمة بالنفع، ولكن هناك معايير معينة إذا تحققت،

فإن توحيد أو توافقية الإسقاطات يكون مفيداً جدا .

أخيراً ، فإن تحديث الإسقاطات في ضوء إضافة معلومات حول العينة (Sample Information) أو أي معلومات مسبقة (Prior Information) لتحسين تقدير البارامتر ودقة التنبؤ بالنموذج كان محور القسم الأخير من الفصل . ومن التقنيات الرئيسية التي تم عرضها في تحديث الإسقاطات مرشح كالمان (Kalman Filter) .

وتعرض الفصل الرابع إلى التطوير والتحسين في خاصيات السلاسل غير المستقرة أو المتكاملة ، والذي مهد الطريق لتطوير نظرية التكامل المشترك (Cointegration) ، والذي جذب الانتباه للمخاطر التي يتميز بها استخدام السلاسل غير المستقرة في النماذج الإيكنومترية وأدى أيضاً إلى إملاء استراتيجيات جديدة للنمذجة الديناميكية . وقد تناول هذا الفصل المفاهيم المختلفة والمسائل المتعلقة بالنظرية الإيكنومترية للسلاسل الزمنية غير المستقرة . وقد تمت الإشارة إلى تضمينات هذه النظرية في مجالات كثيرة للنمذجة الإيكنومترية من بينها التقدير والاختبار والتنبؤ ، والعوامل الخارجية والسببية ، من بين أشياء أخرى .

والاقتصاد القياسي للسلاسل الزمنية غير المستقرة ، وخاصة نظرية متغيرات التكامل المشترك ، مهدت الطريق لإنشاء ربط بين الخاصيات الإحصائية للسلاسل الزمنية والنظرية الاقتصادية . وقد تم تفسير خاصية التكامل المشترك ، مثلاً ، على أساس تماثلها مع فكرة التوازن على المدى الطويل ومن ثم كاختبار للنظرية الاقتصادية . إضافة لذلك ، التماثل في البنية بين خاصية التكامل المشترك والتطبيق الناجح لتوصيف تصحيح الخطأ ، قد أوجد إطاراً لنمذجة العلاقات طويلة المدى داخل ديناميكة المدى القصير حيث يسمح للنظام بالجنوح عن نقطة التوازن . بالرغم من أن كثيراً من المنتقدين لا يوافقون على فكرة التماثل بين التكامل المشترك وتوازن المدى الطويل ، فالتكامل المشترك ونظرية السلاسل غير المستقرة به قد فتحت الطريق لمنهج نمذجة ديناميكي جديد يجمع النظرية الاقتصادية والخاصيات الإحصائية للبيانات معاً .

والنقد الذي وجهه Sims للنظرية الكلاسيكية الإيكنومترية بالنظر إلى الطبيعة الخاصة لمنهج نمذجتها الأساسي قد انعكس في تطوير تقنيات نمذجة جديدة ، VAR والتي تعتمد على نماذج السلاسل الزمنية التي طورها سابقاً Box و Jenkins .

تم استخدام نماذج VAR بنجاح ، في التنبؤ وفي أشكال خاصة من تقويم السياسات ونعني بذلك ، تحليل استجابة الحافز (Impulse Response Analysis) . تميل نماذج VAR إلى أن يكون لها بارمترات كثيرة جداً وذلك نسبة لوجود قيم الإبطاء للمتغيرات المختلفة بالنظام . ولهذا السبب تعمد كثير من الأعمال التطبيقية إلى قصر عدد البارمترات في النموذج . ويتم

ذلك بإجراء عدة اختبارات متتالية وتطبيق معايير أمثلية ، أو قَصْر البارمترات على قيم بعينها بالاعتماد على اعتقاد مسبق . وهذه الطريقة الأخيرة تعرف بـ(BVAR Bayesian VAR) .

يميل قصر عدد البارامترات ، وخاصة إذا تزامن مع وجود علاقات تكامل مشترك ، إلى تحسين أداء تنبؤ نماذج الـ VAR . من ناحية أخرى ، هناك حاجة للتمييز بين نماذج الـ VAR المستقرة وغير المستقرة حيث أن معالجة نماذج الـ VAR المستقرة مباشرة واضحة المعالم بينما تحتاج النماذج غير المستقرة لمعالجة أكثر تَشعباً خاصة عند وجود علاقات تكامل مشترك .

معالجة التوقعات وهي من المواضيع الهامة الأخرى في مجال النمذجة الإيكنومترية . وبينما يعود عمل التوقعات إلى أواخر الخمسينيات وبداية الستينيات ، فإن مدرسة التوقعات الرشيدة كان لها الفضل في إبرازه مرة أخرى وإعطائه الأهمية التي يستحقها وذلك منذ بداية السبعينات .

فرضيات التوقعات الرشيدة (REH) كان لها الأثر الكبير في عدة مجالات في علم الاقتصاد . فقد أثرت بشدة في تقويم السياسات الاقتصادية وساعدت كثيراً في وصف عديد من الأسواق مثل أسواق الصرف الأجنبي ، وأسواق الأوراق المالية ، وأسواق السلع الأخرى ، وفي اختبار مدى كفاءتها .

إن فرضيات التوقعات الرشيدة تضم كثيراً من المشاكل الفنية المتعلقة بإيجاد حلول التحديد ، التوصيف ، الاختبار والمحاكاة باستخدام نماذج تحتوي الفرضيات الأخيرة . هذه المشاكل الفنية تصل إلى درجة الحدة في حالة النماذج غير الخطية ونماذج توقعات النظرة المستقبلية (Forward-Looking Expectation) .

إضافة إلى ذلك ، تم انتقاد فرضيات التوقعات الرشيدة لاعتمادها على متطلبات بيانات شديدة التقييد . وقد أدى هذا إلى تطوير نوع آخر من النماذج تنطوي على تعلم الوحدات الاقتصادية من معرفة طبيعة الحالة الحقيقية (Learning Models) بصورة مستمرة وذلك من خلال ترجمة هذه الخبرة إلى سلوك .

تطور استخدام النماذج الإيكنومترية في تقويم السياسات بخطا سريعة ومثيرة للإعجاب . ومنذ الأعمال السابقة لـTinbergen في التحكم الاستاتيكي ، بذلت مجهودات كثيرة لتوسيع وتعميم أعماله . ومفهوم التحكم الاستاتيكي الذي طبق في النماذج الاستاتيكية قد تم تمديده لحالات النماذج الديناميكية . من ناحية أخرى ، ساعد التطوير الكبير في نظرية الاستقرار على إقامة الشروط الضرورية لنظام يمكن جعله مستقراً والتحكم فيه بصورة ديناميكية .

قام Theil بنقد مقاربة الهدف ــ الثابت (Fixed-Target) المقترحة من قبل Tinbergen

ثم اقترح مقاربة تعتمد على توصيف أهداف أكثر مرونة . وكانت مقاربته بداية لتطبيق نظرية الضبط المثلى (Optimal Control) على مشاكل السياسة الاقتصادية . لكن التوصيف المميز لمشكل السياسات الذي قدمه Theil حال دون صياغة الحل في شكل قاعدة التغذية ـــ الراجعة ، وهي الصيغة المميزة لمنهجية الضبط المثلى .

قام Chow بالدفاع عن استخدام نظرية الضبط المثلى في تقويم السياسات باستخدام النماذج الإيكنومترية وذلك من خلال الجهد الذي بذله والمتمثل في مجلدين وعدة مقالات بحثية في الموضوع . وقد تم تلخيص أهم نتائج هذه الأدبيات في الفصل الثامن من هذا الجزء . ولقد اقترحت كثير من التحسينات في استخدام الضبط الأمثل في تقويم السياسات . وتعود هذه التحسينات والتدقيقات لمعالجة عدم تأكدية النموذج ، واختيار دالة الهدف المناسبة ، وعدم تأكدية السياسة .

يعود عدم تأكدية النموذج إلى عدم التأكد من المتغيرات غير المتحكم فيها ، والبارامترات ، وتغيير الخاصيات الإحصائية للبارامترات وللمتغيرات وتوصيف النموذج . يتمثل مشكل اختيار دالة الهدف في ترتيب الاختيار الأحسن طبقاً لأفضليات صانع السياسة . ويتمثل عدم التأكد على مستوى السياسة في موقف صانع السياسة نحو خطورة ابتعاد الأهداف والأدوات عن القيم المراد تحقيقها .

من بين المناهج الأخرى المتوفرة في عملية تحليل السياسات طريقة المحاكاة . تعرض مقاربة المحاكاة للسياسة الاقتصادية مراقبة السلوك الديناميكي لمتغيرات الهدف بفرضيات بديلة تخص الأدوات . وعلى عكس عديد من المقاربات الأخرى ، فإن مقاربة المحاكاة تبنى على التنبؤ بآثار أدوات السياسة على الأهداف (Prediction-Based) . أما المقاربات الأخرى مثل مقاربة الضبط المثالي فإنها تتوقف على طريقة اتخاذ القرار (Decision-Based) أي التعرف على الأدوات التي تخول لصانع القرار تحقيق أهداف بعينها . مقاربة المحاكاة شائعة جداً بين مصممي النماذج نظراً لإدماجها في معظم حزم برامج الكمبيوتر الإيكنومترية الجاهزة .

وكان لتطوير نظرية التوقعات الرشيدة تأثير هائل في استخدام مناهج تقويم السياسة التقليدية مثل منهجيات ، الضبط المثالي والمحاكاة . تم انتقاد هذه المناهج من خلال أعمال Lucas و Kydland و Prescott وتم تنقيحها لتكون مترابطة التحليل مع نماذج التوقعات المتسقة (Expectation-Consistent Models) والتي تأخذ في حسبانها وجود وحدات اقتصادية تتوفر لها معلومات كافية حول محيطها وقادرة على القيام بتوقعات مستقبلية رشيدة .

تقليدياً ، استخدمت مناهج تقويم السياسات مع الافتراض « الضابط تجاه الطبيعة » (Controller Against Nature) حيث تصدر القرارات من مؤسسة واحدة أو عدة مؤسسات

تعمل بتناسق كامل. يستبعد منهج اللعبة الديناميكية (Dynamic Game Approach) لتقويم سياسات هذه الفرضية ويفترض بأن مشكل السياسات عبارة عن لعبة حيث يتفاعل فيها جميع اللاعبين، كل منهم له دالة هدف يحاول تعظيمها (تصغيرها) بمعرفة سلوك اللاعبين الآخرين.

بالرغم من أن استخدام منهج اللعبة الديناميكية في تقويم السياسات ما زال نادراً، فإنه يسمح بالتطرق إلى كثير من المسائل المرغوبة والمتعلقة بمصداقية (Credibility) وسمعة السياسات (Reputation) والتي تخطت نقد Lucas ومشكل عدم اتساق السياسة (Policy Inconsistency).

بالإضافة إلى العيوب العامة للنماذج الاقتصادية، فإن نماذج الاقتصاد القياسي والنمذجة الإيكنومترية غالباً ما تنتقد لعدم وجود تجذر عميق في النظرية الاقتصادية حيث تمثل كثير من نماذج الاقتصاد القياسي في الأدبيات درجة مفرطة في الاعتماد على هيكل البيانات. بالإضافة لذلك، يتطلب التقدير الإيكنومتري أكثر من نقطة بيانات، وبالتالي يكون كثيف البيانات وعرضة إلى المشاكل التي تحتويها عيوب البيانات من عدم دقة وندرة وما إلى ذلك. ونتج عن التطورات الحديثة في مجال الاختبار واختيار النماذج اعتماد عدد من مناهج النمذجة القياسية على قدر أكبر من التوازن بين البيانات والنظرية الاقتصادية.

أما النقد الثاني والمتعلق بمشكل البيانات فإنه لا ينطبق فقط على نماذج الاقتصاد القياسي بل يتعداها ليشمل أنواعاً عديدة من النماذج الأخرى. من ناحية أخرى، فإن النماذج التي لا تستعمل البيانات بكثرة، تميل إلى اتباع افتراضات تبتعد عن الواقع وتفرض النظرية كقيد على سلوك النموذج ككل، ومن بين هذه النماذج، نماذج التوازن العام، وهو الجزء الثاني من هذا الكتاب.

2.6 التطورات الحديثة في نمذجة التوازن العام:

أصبحت نماذج التوازن العام المحسوبة CGE عبر السنين أداة رئيسية للتحليل الاقتصادي وتقويم السياسات. وتستمد قوتها من حقيقة أنها متجذرة بعمق في النظرية الاقتصادية. ويرجع إطارها النظري الأساسي إلى هيكل التوازن العام التجريدي لوالراس Walras الذي تتفاعل فيه جميع الأسواق. وتمثل نماذج CGE محاولة لتشكيل الهيكل التجريدي للنظرية بصفة أكثر واقعية للعالم الحقيقي.

تتميز نماذج CGE بأنها ملائمة جداً لتحليل السياسات طالما أنها تمسك بالتأثيرات المباشرة وغير المباشرة لسياسات بعينها من خلال ربط جميع الأسواق ببعضها البعض.

يمكن تصنيف نماذج CGE حسب عدة معايير مثل :

- البناء الرياضي .
- قضايا السياسة المطروحة .
- الإطار النظري الأساسي .
- الصياغة الزمنية .

يعتمد البناء الرياضي للنموذج على عدد السلع والعوامل تحت الاعتبار ، ومستوى التجميع المتخذ . وبالرغم من أن البناء العام لنماذج CGE قد أصبح تقريباً نمطياً ، فإن البناء الأخير يتوقف بصورة رئيسية على قضية السياسة التي ينصب علَيها .

استعملت نماذج CGE في تطبيقات سياسات كثيرة ويتعلق أهمها بالآتي :

- سياسات التجارة الخارجية .
- سياسات الضرائب .
- سياسات توزيع الدخل .
- الإصلاحات المالية .
- تأثيرات السياسات باعتبار وضع الأقطار المتعددة .

يمثل الإطار النظري الكلاسيكي الأساس الرئيسي لنماذج CGE حيث تواصل الأسعار تصحيحها حتى يتم اتخاذ قرار الإنتاج بحيث يكون متناسقاً مع قرار الطلب النهائي الذى يتخذه المستهلكون ، وحيث تبقى المؤسسة الاجتماعية والاقتصاد السياسي بعيدا عن الأضواء . وقامت المدرسة الهيكلية بمحاولات عديدة لتطوير نماذج CGE الخاصة بها . تضم هذه النماذج مميزات هيكلية كثيرة للبلدان النامية ، مثل اختناقات العرض ، احتمالات الإحلال المحدودة في الإنتاج والتجارة ، ومحدودية انتقال عوامل الإنتاج ، جمود الأسعار وعدم التنافس التام وعدم اكتمال الأسواق ، وجوانب أخرى مؤسسية أهملتها أغلبية نماذج CGE النيوكلاسيكية .

ويمثل عدد كبير من النماذج في الأدبيات مزيجاً من النماذج النيوكلاسيكية ونماذج المدرسة الهيكلية . وتميل هذه النماذج إلى تأييد الحقيقة القائلة بأن الإطار الأساسي للنيوكلاسيك ربما يكون مضللاً إذا وضعنا في الاعتبار مميزات البلدان النامية والعربية .

وتتميز أيضاً نماذج CGE بأنها استاتيكية أو ديناميكية . وأغلبية النماذج المتوفرة في الأدبيات هي استاتيكية باعتبار أنها تجد الحل لفترة زمنية واحدة . وبالعكس من ذلك ، فإن النماذج الديناميكية توجد حل النموذج لفترات زمنية متعددة . لكن تجدر الملاحظة بأن الفرق بين الاستاتيكي والديناميكي منها لا يتعلق فقط بحل النموذج لفترات متعددة بل أيضاً بوجود

روابط متواترة بين حلول الفترات المختلفة. على سبيل المثال، يمكن تعديل قيم البارامترات للنموذج لفترة معينة على ضوء حل النموذج للفترة السابقة.

يتطلب تنفيذ نموذج CGE عدة خطوات ذات علاقات متبادلة. هذه الخطوات تم تلخيصها في الشكل (I) من الجزء الثاني وهي كالآتي:

- هيكل النموذج: تضم هذه الخطوة اختيار مجموعة الوحدات الاقتصادية والعوامل والمؤسسات الاجتماعية، كما تضم الفرضيات الأساسية لسلوك كل وحدة من هذه الوحدات.
- الشكل العملي: يتم في هذه الخطوة وصف سلوك الوحدات المختلفة المستخدمة. ويكون هذا الوصف عموماً مسترشداً بالاتساق النظري وإمكانية التحليل ومتطلبات البيانات.
- إغلاق النموذج: تشمل هذه الخطوة توصيف البناء المؤسسي ومجموعة الإشارات التي تلاحظها الوحدات الاقتصادية، وتحديد شروط التوازن والمفاهيم.
- البيانات الرئيسية ومعالمها: تنشأ البيانات لفترة معينة من مصادر مختلفة وتجمع بصورة مترابطة منطقياً أو بإطار محاسبي معلوم وذلك من خلال مصفوفة الحسابات الاجتماعية (SAM).
- معايرة واختيار البارامترات: غالباً ما يكون التجميع الأولي للبيانات غير متسق. وتجرى بالتالي عدة تعديلات للوصول إلى إطار معلوماتي متوازن ودقيق. بحيث يكون اختيار البارامترات بطريقة يستطيع بها النموذج إعادة إنتاج الإطار المعلوماتي لفترة الأساس كحل توازني. وعملية اختيار البارامترات التي تفي بالشروط أعلاه تسمى المعايرة (Calibration).

بعد هذه الخطوات، يمكن حل النموذج لمقابل واقعي (Counterfactual) من التوازنات. ويجدر الذكر بأنه قد تم إنجاز كثير من التقدم بالنسبة للخطوات المختلفة التي يختويها تنفيذ نماذج CGE. جزء من هذا التقدم هو ما يتعلق بالتعزيز النظري الذي يحدث في بناء النموذج والعلاقات الدالية. ومن ضمن مكونات نماذج CGE التي شهدت تغيرات معتبرة هي معالجة القطاع الخارجي ونمذجة عملية تخصيص الاستثمار ودور الأسواق المالية في هذا التخصيص وإدماج الاعتبارات الديناميكية أو التداخلات المؤقتة (Intertemporal) في مختلف جوانب سلوك الوحدات الاقتصادية مثل الاستهلاك، الإنتاج، العجز الحكومي، ونمذجة عائد الغلة المتزايدة (Increasing Returns to Scale)، وفوارق الناتج (Product Differentiation)، والمنافسة غير الكاملة (Imperfect Competition).

ومع ذلك فإن التطور في قواعد حساب الحل وبرمجيات الحاسوب للـCGE، تمثل أهم

إنجاز تحقق في مجال نماذج CGE حيث أصبحت عملية بناء ومعايرة مصفوفات SAM عملية آلية في كثير من برمجيات CGE للحاسب علاوة على توصيف العلاقات الدالية الجاهزة بصفة أكثر مرونة .

نسبة للجهود المبذولة لبناء نماذج أكثر جودة للبلدان النامية ، فقد توسعت نماذج CGE في اتجاهات عديدة حيث برزت أنواع جديدة من النماذج . على سبيل المثال ، استخدمت نماذج الهيكليين للمرونة (Elasticity Structuralist Models) بصورة واسعة في تحليل تأثيرات سياسات الاستقرار والإصلاح الهيكلي . هذه النماذج تجمع بين جوانب النماذج الكلية والنماذج الجزئية . الميول التوازنية المشاهدة في المدى المتوسط وهي أكثر تناسباً في تحليل السياسات الهيكلية . على العكس ، تركز النماذج الكلية على ديناميكية الإصلاح في المدى القصير والتي تتماشى مع جوانب الاستقرار والتثبيت الاقتصادي .

تشترك نماذج الهيكليين للمرونة في عدة مزايا عامة منها :

- تقسيم الأسر لتقويم أثر السياسات على توزيع الدخل .
- تقسم سوق العمل حسب زمر المهارة والسماح بدرجات متفاوتة من الإحلال بين الزمر المختلفة .
- تفصيل تدفقات الضريبة لتقويم أثر الضريبة .
- عدم حراك رأس المال عبر القطاعات .
- توزيع الناتج إلى صادرات وسلع محلية من خلال دالة تحويل .
- السلع المحلية غير تامة الإحلال بالنسبة للسلع المستوردة .
- السماح بمرونة الأسعار بينما يحتفظ بفرضية صغر حجم البلد .

هناك نماذج أخرى ، غالباً ما تعرف بنماذج الهيكليين الكلية (Macro Structuralist Models) تضمنت فرضيات أكثر تجمعاً تتعلق بسلوك المتغيرات التجميعية مثل الاستهلاك ، الادخار ... الخ . إضافة ، إلى أن هذه النماذج تتعلق بالاقتصاد الكلي من خلال تبني بعض قواعد الإغلاق (Closure Rules) . وهذه القواعد تخص الآلية التي من خلالها يتوازن الادخار الإجمالي مع الاستثمار الإجمالي .

هناك قصور متعدد اقترن بنماذج CGE . أولاً ، هذه النماذج نادراً ما يتم التقويم العملي لها أو لمصداقيتها طالما أنه لا توجد طريقة واضحة لاختبار ما إذا كان النموذج تقريباً (Approximation) جيداً للحقيقة . إضافة لذلك ، فإنها تحتاج إلى إجراءات كثيرة مثل المعايرة ، قواعد إغلاق ، وحساب البارامترات والتي تضمن افتراضات كثيراً ما تبتعد عن

الواقع. ثانياً، لا بدّ من القيام بعمل ضخم للحصول على معلم مجموعة بيانات مناسبة. ثالثاً، نماذج CGE متعددة القطاعات تركز بصورة رئيسية على مسائل التخطيط في المدى المتوسط على حساب إدارة مسائل المدى القصير. ولهذا السبب تحتوي كثير من نماذج CGE على المكونات الكلية الخاصة بإدارة الطلب. أخيراً، تختلف البساطة (Parsimony) مع طبيعة نماذج CGE حيث كل شيء يعتمد على كل شيء آخر.

التطورات الحديثة في نماذج المدخل ــ المخرج:

تمثل نماذج المدخل ــ المخرج (IOM) أداة ملائمة لكثير من أوجه التحليل الاقتصادي. ولكنْ يبقى من أهم ميزات نماذج IOM الإنجاز المتسق لمشكلة تخصيص الموارد في القطاعات المتعددة. فإذا أعطيت تفاصيل عن تقسيم الصناعات إلى زمر ووصف لتدفقات السلع الوسيطة بين القطاعات المختلفة. فإن IOM تقدم لنا أداة تحليلية قوية جداً لتحليل عدة مسائل إنمائية هامة مثل:

ــ إسقاطات متطلبات المدخلات لمختلف القطاعات في الاقتصاد.
ــ حساب المضاعفات المتعلقة بالنشاطات المختلفة.
ــ قياس قوة الترابط القطاعي.
ــ التعرف على الاختناقات التي ربما تحدث خلال التوسع في النشاطات.
ــ تحديد مصادر النمو.
ــ تقويم احتمال ودرجة إحلال الواردات.
ــ تحديد الأسعار المعتمدة على التكلفة.
ــ وصف حالة التكنولوجيا للاقتصاد تحت الدراسة.

ويمكن تصنيف IOM حسب معايير متعددة. ومن أهم هذه المعايير هدف التطبيق. ومع ذلك، فإن التصنيف بين استاتيكي وديناميكي هو من أكثر المعايير استعمالاً.

تركز نماذج المدخلات والمخرجات الاستاتيكية على الاعتماد المتبادل داخل الاقتصاد في فترة زمنية معينة. وهنا فإن الزمن الماضي لا أهمية له إلا عند تحديد المعاملات الفنية والمعاملات الأخرى ذات العلاقة بالنموذج. وتهمل عادة في النماذج الاستاتيكية نواحي التصحيح (Adjustment) حيث يفترض أن الصناعات تعمل حسب متطلبات الطلب النهائي المتوقع.

وعلى عكس ذلك، تهتم نماذج المدخلات والمخرجات الديناميكية بالزمن بصورة واضحة. ويتم ذلك عادة بجعل الاستثمار داخلي النمو (Endogenous) في النظام. وبالتالي يصبح تكوين رأس المال ليس فحسب جزءاً من الطلب النهائي بل أيضاً وسيلة لزيادة الطاقة

الإنتاجية. ولقد توسع الجانب الديناميكي لنماذج المدخل ــ المخرج بشموله فترات لإبطاء وقيود على الاستثمار والتوظيف والتجارة الدولية والعرض الكلي. لكن بالرغم من هذه الإضافات، تظل هذه النماذج قريبة جداً من النماذج الاستاتيكية.

أخذت نماذج المدخل ــ المخرج مدى واسعاً من التطبيق في اقتصادات الدول الأقل نمواً. بجانب الاستخدامات العامة السالفة الذكر، استخدمت نماذج IOM في تحديد الاحتياجات من العملة الصعبة وذلك بدراسة متطلبات الاستيراد لمختلف قطاعات الاقتصاد. يتيح هذا الاستقصاء لصانع القرار إمكانية تحديد القطاعات التي تمكن من تلطيف حدة الطلب على الصرف الأجنبي في الاقتصاد.

ومن التطبيقات الهامة الأخرى لـ IOM في اقتصادات الدول الأقل نمواً استخدام ما يسمى بنموذج أسعار المدخلات ــ المخرجات (Input-Output Price Model). ويجدر بالذكر تطبيقان هامان لنموذج الأسعار. يتعلق التطبيق الأول بدراسة تحديد الأسعار المعتمدة على التكلفة. ويتعلق الثاني بتحديد الكفاءة.

بالنسبة للتطبيق الأول، فإنه يفترض تحديد الأسعار بتجميع التكلفة المنطوية عليها مختلف المدخلات المستقلة زائداً هامش الربح. كما يمكن استخدام هذا الإطار بسهولة لنمذجة تغير السعر باعتبار فرضية تغيير تكلفة العوامل وبالتالي التضخم الناتج من هذه التكلفة.

أما قياس كفاءة السعر فيتطلب المقارنة بين سعر الكفاءة المحسوب بنموذج المدخل ــ المخرج مع الأسعار الحقيقية. وتكون المقارنة وثيقة الصلة بالنسبة لتحديد القطاعات التي لها بعض القدرات الاحتكارية وتحصل على أرباح غير اعتيادية. وهذه العملية تتطلب إيجاد العلاقة بين الربح لوحدة واحدة من الناتج مع تكلفة الموارد، والعمل ورأس المال المستخدمة في الإنتاج. واعتماداً على هذه العلاقة، يمكن اشتقاق الأسعار الكُفُؤة وبالتالي تقارن مع الأسعار الحقيقية. فإذا كانت نسبة الأول إلى الأخير تختلف عن الوحدة، فإن السلعة تحت الدرس تكون ذات سعر غير كفء.

ومن المسائل الأخرى الهامة المتناولة في سياق الدول الأقل نمواً مشكلة التقدم التقني والتغيرات الهيكلية حيث يمكن أن تستخدم نماذج المدخل ــ المخرج لتحليل التغيرات في المعاملات الفنية وتحديد التغيرات في هيكل الطلب ومكونات العرض.

من ناحية أخرى، تعتبر تطبيقات نموذج المدخل ــ المخرج في التحليلات البيئية والتكامل الإقليمي تقليداً قديماً حيث يمكن استخدامها للتنبؤ بمستوى التلوث المتعلق بمتجه معين من الطلب النهائي وتقويم تأثيرات السياسات البيئية. يمكن أيضا استخدامها في تقدير تدفقات التجارة، بدلالة السلع الوسيطة، بين مختلف قطاعات البلد أو التجارة عبر عدة

بلدان إذا وضعنا في الاعتبار احتمال قيام تكامل اقتصادي .

بالإضافة لذلك ، يستخدم نموذج المدخل ـــ المخرج لاختبار بعض افتراضات النظرية الاقتصادية مثل نظرية التجارة لـ Hechsher-Ohlin وتناقض Leontief ، وتحديد التخصيص الأمثل للاستثمار والنمو الأمثل ودراسة توزيع الدخل وتخطيط التعليم وتكوين رأس المال البشري .

ومن المشاكل التحليلية الرئيسية في نموذج المدخل ـــ المخرج عدم استقرار المعاملات الفنية حيث تتغير المعاملات الفنية عبْر الزمن نسبة للتغيرات في أنماط الإحلال والتقدم التكنولوجي . وطالما أن الإطار العملي المحاسبي لنموذج المدخل ـــ المخرج ، جداول المدخل ـــ المخرج (IO) ، لا تبنى بصفة منتظمة ، فإن هناك دائماً حاجة لتجديد مصفوفة المعاملات الفنية المبنية سابقاً .

ولقد اقترحت عدة طرق لإسقاط مصفوفة المعاملات الفنية . ومن أكثر الطرق استخداماً طريقة RAS . تفترض هذه الطريقة أنه انطلاقاً من نسبة الأساس تخضع بارامترات الجدول إلى نوعين من المتغيرات : تأثير الإحلال (Substitution Effect) وتأثير الصنع (Fabrication Effect) . التأثير الإحلالي يمكن قياسه بالمدى الذي تحل أو تستبدل به سلعة بسلع أخرى . أما تأثير الصنع فإنه يقيس مدى تغيير تركيبة السلع المنتجة من خلال تغير النسب بين المدخلات الوسيطة إلى المدخلات الأولية في إنتاجها .

جرت محاولات لتحسين طريقة RAS وذلك بإضافة معلومات مثل أفكار الخبير (Expert Opinions) وتعرف هذه الطريقة بالطريقة القبلية (Ex-ante) . كما يمكن اشتقاق المعاملات الفنية بافتراض السلوك الأمثل للمنتج من تقديرات التكلفة/دالة الإنتاج .

كانت ملاءمة وصلاحية نموذج المدخل ـــ المخرج موضع شك نظراً لعدد من الاعتبارات . أولاً ، لا تتفق الفرضيات المتبناة من قبل هذا النموذج دائماً مع الحقيقة . على سبيل المثال ، تبنى البيانات بطريقة تفترض أن كل صناعة يجب أن تنتج فقط سلعة واحدة وتستخدم التكنولوجيا نفسها . ويصعب تبرير هذا النوع من الفرضيات ما لم يتم التأكد من صحة بعض قواعد التجميع المقيدة . من ناحية أخرى ، يصعب تحقيق افتراض الخطية (Linearity) والتناسب (Proportionality) المتبناة من قبل نموذج المدخل ـــ المخرج خاصة في ظل وجود عائدات الحجم المختلفة .

النوع الثاني من المشاكل التي يواجهها هذا النموذج هو مشكلة البيانات حيث إن متطلبات جدول المدخل ـــ المخرج من البيانات صعبة وتختلف باختلاف تجميع البيانات القطاعية والصناعية ، إضافة إلى فترة الإبطاء بين مرحلة جمع البيانات واستخدامها في التحليل الاقتصادي . وتمثل فترة الإبطاء مشكلة بقدر ما يحدث من تغيرات في تلك الفترة .

يتعلق الانتقاد الأخير بطبيعة نموذج المدخل ــ المخرج ومدى فائدته في صنع قرار السياسة في الاقتصاد المختلط حيث يتناسب النموذج بصورة أفضل مع الاقتصاد الآمر (Command Economy) حيث تكون السلطة المركزية مسيطرة تماماً على مختلف القيود، وعليها القيام بالقرارات المتعلقة بتخصيص الموارد بين القطاعات المختلفة في الاقتصاد. وهذه ميزة لا تتماشى مع الطبيعة المختلطة للاقتصاد في الدول الأقل نمواً حيث أن جزءاً كبيراً من النشاط الاقتصادي لا يسيطر عليه المخطط مباشرة.

أما عندما نأتي لحزم البرامج المساعدة، فليس هناك، حسب اعتقاد الكاتب، برامج حاسب متكاملة تستطيع أن تجري مختلف تطبيقات IOM بطريقة منتظمة وآلية، ما عدا جبر المصفوفات الذي يتطلبه النموذج.

وبالرغم من الانتقادات، يظل نموذج المدخل ــ المخرج أداة قوية في التحليل يمكن إدماجها بسهولة مع أنواع أخرى من النماذج. على سبيل المثال، من الخصال التي يجب أن يتحلى بها نموذج الاقتصاد القياسي الذي يحتاج إلى التركيز على قطاع العرض، أن يحتوي على التدفقات المختلفة للمدخلات الموسطية بين القطاعات الأساسية والتي تمثل ركيزة نموذج المدخل ــ المخرج. بالإضافة إلى ذلك، يعتبر جدول المدخل ــ المخرج منتظماً وكتلة هامة لمصفوفة الحسابات الاجتماعية والتي تكون الإطار العملي المحاسبي الأساسي لمعظم نماذج التوازن العام.

4.6 التطورات الحديثة في نماذج اختلال التوازن:

يعتمد التيار الرئيسي لاقتصاد النيوكلاسيك على الإطار العملي التوازني العام لوالراس Walrasian. وهذا الإطار العملي له ثلاث مزايا رئيسية:

ــ تعادل العرض والطلب في جميع الأسواق.

ــ الوصول إلى حالة التوازن بالضرورة من خلال تصحيحات الأسعار.

ــ تفاعل الوحدات الاقتصادية، بصورة واضحة، حسب إشارات الأسعار.

ولقد فشل هذا الإطار العملي في تفسير بعض الظواهر مثل: البطالة غير الطوعية، تراكم المخزون، وعدم الاستغلال الكامل للموارد الاقتصادية.

يخص اقتصاد اختلال التوازن الحالات التي لا يتوافق ويتزامن فيها العرض (المخطط) الاسمي (Notional) و/أو الطلب مع نظائرها الفعلية. لقد لوحظ منذ زمن بعيد أن اختلال التوازن في أحد الأسواق يتناثر في أسواق أخرى (Spillover). على سبيل المثال، إذا كان العمال غير قادرين على بيع عملهم الراغبين في بيعه بالأجور الجارية، فإنهم لن يستطيعوا شراء

كميات السلع التي يريدونها. بالمثل، إذا لم يستطع المنتجون بيع كل الإنتاج الراغبين في بيعه بالأسعار الحالية، فإنهم لن يستطيعوا مقابلة طلب العمل الراغبين فيه.

أثارت نماذج اختلال التوازن عدداً من مشاكل النمذجة خاصة بالنسبة لتوصيفها وتقديرها الإيكنومتري. وظهرت هذه المشاكل بسبب الحاجة للتفكير في النظم المختلفة بحيث توضع في الاعتبار كل القيود التي يواجهها مختلف المتعاملين. هناك أربعة أنظمة معروفة لاختلال التوازن النظري:

- البطالة التقليدية: فائض طلب على السلع وفائض عرض العمل.
- نقص الاستهلاك: فائض عرض للسلع وفائض طلب على العمل.
- البطالة الكينزية: فائض عرض السلع والعمل.
- التضخم الكابح: فائض طلب على السلع والعمل.

يرجع فضل العمل المتعلق بتوصيف نماذج اختلال التوازن بهدف التقدير الإيكنومتري إلى كل من Jaffee و Fair اللذين طوَّرا أول نموذج أكونومتري لاختلال التوازن. وقد استخدما نموذجاً مبسطاً لاختلال التوازن يحتوي فقط على دوال الطلب والعرض، زائداً الشرط الذي يقتضي بأن تتعادل الكمية المشاهدة مع الحد الأدنى للكمية المعروضة والمطلوبة.

لكن قبل ظهور نموذج (Fair-Jaffee)، كان الإطار الأكثر استعمالاً لتحليل اختلال التوازن هو نموذج يعرف باسم نموذج التصحيح ــ الجزئي أو التعلم ــ من الخطأ Partial-Adjustment or Error Learning Model. ويفترض في هذا النموذج أن المتغيرات تتكيف تناسبياً مع الفرق بين مستوياتها المرغوبة والحقيقية في الفترة السابقة. وينشأ اختلال التوازن من حقيقة أن المتغيرات لا تتكيف بصورة فورية وكاملة مع مستوياتها المرغوبة.

استعمل الإطار العملي المبسط لـFair-Jaffee وطُوِّر من قبل آخرين. ومن هذه التطورات إيجاد ميكانيزم يصف سلوك المتعاملين عندما لا تتوازن الأسواق. وقد أنجز ذلك في الأدبيات من خلال توصيفات معادلة تصحيح الأسعار لفالراس والتي تنسب التغيرات في الأسعار لفائض الطلب والمتغيرات الأخرى المؤثرة. ومن ناحية أخرى، تبنت كثير من الأعمال التي تأثرت، بالإطار العملي لـFair-Jaffee توصيفات مختلفة للشروط الدنيا (Min-Condition). فهناك بعض النماذج التي تحتوي على حدود الخطأ العشوائية داخل الشروط الدنيا Min-Condition (نماذج MN) بينما البعض الآخر خارجها (نماذج GTZ).

بما أن فائض الطلب يعرف بالفرق بين الطلب والعرض الاسميين، وهو فرق غير مشاهد، فقد قامت جهود كثيرة لإحلال هذا المتغير غير المشاهد بمؤشرات فائض الطلب.

وحاولت بعض النماذج أن تضم التوقعات، وبالخصوص التوقعات الرشيدة، كما أن نماذج أخرى ضمت بعض متغيرات السياسة.

صنفت أيضاً نماذج اختلال التوازن حسب مصدر اختلال التوازن. ويمكن أن ينشأ هذا الاختلال من عدم التصحيح التام للأسعار أو من الأسعار المراقبة. يمكن تصنيف معظم النماذج المذكورة أعلاه مع النوع الأول من المصادر. ويقتضي هذان المصدران لاختلال التوازن توصيفات مختلفة للنموذج.

من التوسعات الطبيعية للإطار العملي للسوق الواحدة حالة تداخلات الأسواق الكثيرة. ومن الابتكارات الرئيسية في مثل هذا الوضع أن اختلال التوازن في أحد الأسواق يخلق اختلالاً في توازن الأسواق الأخرى..

تطرح نماذج اختلال التوازن مشاكل عديدة إذا وضعنا في الاعتبار عملية التقدير. أولاً، تحدد الكمية الفعلية المتعامل بها بواسطة اليد القصيرة في السوق (Short-Hand) والتي يمكن أن تكون العرض أو الطلب. يدعو هذا الوضع إلى استخدام نظام تحويلي للتوصيفات (Switching Regime). وبالتالي، فإن التقنيات التقليدية مثل المربعات الصغرى الاعتيادية OLS تصبح غير مناسبة في عملية التقدير. وعليه، فإن الأمر في الغالب يتطلب التقدير بموجب طريقة أعظم احتمال ML بالرغم من أنها أكثر تعقيداً.

ثانياً، يتطلب توصيف نماذج اختلال التوازن استخدام التقريب (Proxies) للطلب والعرض الاسمي واستبدال البارامترات الحقيقية بالمقدرة وهو الشيء الذي يمكن أن يقود إلى عدم الدقة في التقدير.

ثالثاً، يضيف الإطار العملي لاختلال التوازن في الأسواق المتعددة كثيراً من الأعباء الحسابية لنماذج السوق الواحدة. مثلاً: التقدير لنماذج اختلال توازن متعدد الأسواق يجب أن يأخذ في الحسبان بعض قيود الاتساق المنطقية فيما يخص الناتج المتبادل (Cross-Product) لمعاملات التأثيرات الخارجية في النموذج.

رابعاً، انتقدت الشروط الدنيا (Min-Condition) التي استخدمت في كثير من نماذج اختلال التوازن لعدم إمساكها بمستوى التجميع. وكان فحوى هذا الادعاء هو حتى لو أن افتراض الشروط الدنيا كان قائماً في سوق واحدة فإنه لا يسود بالضرورة في حالة التجميع. بعبارة أخرى، ربما تصبح الكميات المتعامل فيها أقل من الحد الأدنى لإجمالي الطلب والعرض الاسمي. وقد تم اقتراح أن ينتج بديل آخر، وهو «التمهيد بطريقة التجميع» (Smoothing by Aggregation) ليحل محل التقدير باستخدام الشروط الدنيا.

ومن المسائل المهمة الأخرى الموجودة في أدبيات اختلال التوازن الإيكونومتري موضوع

اختبار ما إذا كانت البيانات مولدة بنماذج التوازن أو نماذج اختلال التوازن. ويعتمد اختبار اختلال التوازن على مصدر اختلال التوازن حيث أن اختبار التوازن لنموذج يحتوي على عدم التصحيح التام بالأسعار يختلف عن ذلك الذي يكون فيه مصدر الاختلال الرقابة على الأسعار.

اختبار اختلال التوازن على سبيل المثال في النماذج المحتوية على عدم التصحيح التام للأسعار يتطلب فحص حجم برامتر تصحيح السعر. وبالرغم من ذلك يكون هذا النوع من الاختبار صحيحاً فقط إذا كان انفصال العينة (Sample Separation) غير معروف. وبعبارة أخرى، يكون الاختبار مفيداً فقط عندما تكون الكمية المشاهدة غير معروفة في تمثيلها لفائض الطلب أو فائض العرض.

انتقدت كثير من هذه الاختبارات بأنها مقاربة (Asymptotic) وهذا يعني أن هناك إمكانية تغير البارامترات التي يعتمد عليها الاختبار خلال فترة البحث.

وقد أعطى المؤلف في هذا الجزء قائمة مفصلة تحتوي على الملامح الرئيسية لاختلال التوازن الحديثة في بعض النماذج الكلية الحديثة.

5.6 التطورات الحديثة في نماذج الفوضى والكارثة (Chaos & Catastrophe):

تستمد نظريات الفوضى والكارثة جذورها من الرياضيات والفيزياء. لا تزال تطبيقاتها في الاقتصاد قليلة ومشتتة. من أهم إسهامات نظرية الفوضى أنها أوضحت بأن المسارات الزمنية المعقدة غالباً ما يمكن تمثيلها بنماذج ديناميكية حتمية مبسطة. وبكلمات أخرى، ربما تولد النماذج الحتمية المبسطة مسارات زمنية لا يمكن التنبؤ بها. بالإضافة لذلك فهناك نوع معين من السلوك يمكن الاعتقاد بأنه عشوائي وفوق قدرة النمذجة، لكنه يمكن أن يمثل بنماذج الفوضى.

يمكن تعريف السلوك الفوضوي من خلال مميزاته الرياضية. يتم تمييز السلوك الفوضوي بنظريتين: نظرية Li-York ونظرية Lyapunov.

ومن المفاهيم الهامة التي تطورت في نظرية الفوضى مفهوم الجذب الغريب (Strange Attractor). بعبارة بسيطة يقصد بالجذب النقطة التي يميل إلى الالتقاء عندها النظام. ونقطة الجذب توسم بالغرابة إذا كان النظام يمكن أن يلتقي في مجموعة محددة من النقاط اللامتناهية (التوازن).

يمكن تمييز السلوك الفوضوي أيضاً بالحساسية العالية للمسار الزمني للمتغيرات تحت الدراسة بالنسبة لنقاط الأصل حيث يمكن لنقاط الأصل المتقاربة أن تولد مسارات

زمنية مختلفة. من ناحية أخرى، فإن تغيرات طفيفة في بارامترات نماذج الفوضى تؤدي إلى تغيرات كبيرة في المسار الزمني لمتغيرات النموذج.

تكتسي عملية اختبار الفوضى أهمية كبرى خاصة بالنسبة للنماذج الفوضوية الحتمية والتي يمكن أن تظهر مميزات الأخطاء العشوائية الحقيقية (وسط ثابت وتباين وتغير ذاتي غير صفري) في مجال معين للبرامترات. على سبيل المثال، نماذج تفصيل الخيمة (Tent Map) ونماذج التفصيل اللوجستية (Logistic Map) تميل إلى إظهار هذا التماثل لقيم معينة من البارامترات.

لقد اقترحت عدة اختبارات فيما يتعلق بفرضية وجود سلوك فوضوي. ومن هذه الاقتراحات، الاختبار الأسي للارتباط (Correlation Exponent Test) واختبار BDS. ويأخذ كلا هذين الاختبارين خاصية الاستقلالية والتشابه في التوزيع (iid) كفرضية عدم. وبما أن الفرضية البديل لم تحدد بدقة، فإن هذه الاختبارات ينقصها القوة الإحصائية. مثلاً رفض فرضية العدم باستخدام اختبار (BDS) لا يعني عدم وجود الفوضى. مع ذلك يمكن أن يكون هذا الاختبار ذا قوة جيدة مقابل كثير من البدائل مثل الوجود غير الخطي شريطة أن تتم إزالة أي ارتباط خطي (Linear Dependence) في البيانات قبل تطبيق الاختبار. والصعوبة المهيمنة في اختبارات الفوضى هي أنها ليست اختبارات تأخذ الفوضى الحتمية كفرضية العدم.

عند وجود سلوك فوضوي فإن تقنيات التنبؤ الكلاسيكية غير مناسبة. ولكن هناك تقنيات تنبؤ أخرى بديلة متوفرة في حالة وجود سلوك فوضى. ومن ضمن هذه الطرق التي لاقت الاهتمام طريقةُ الجار القريب (Nearest Neighbor Method) والتنبؤ بنموذج كثير الحدود التدريجي (Piece Wise Polynomial Prediction).

تعتبر نظرية الكارثة (Catastrophe Theory) أيضاً كفرع من الرياضيات التطبيقية. كما أن لهذه النظرية تطبيقات كثيرة وفي مجالات مختلفة مثل الطب والعلوم الطبيعية والعلوم الاجتماعية. ومن أهم خاصيات هذه النظرية أنها تمثل أداة تحليلية لنمذجة الاختيار المتقطع (Discrete Choice) وديناميكية هذا الاختيار.

ما زال تطبيق نظرية الكارثة حديث العهد ونادراً في مجال الاقتصاد، حيث غالبا ما استخدمت في تحليل القوى الاقتصادية التي تقف وراء التغيرات المتقطعة وغير المستمرة في المؤسسات (Institutional Change)، والأنضمة السياسية ... الخ.

رياضياً تعتبر نظرية الكارثة امتداداً لنظرية تفاضل الفروق (Differential Calculus) وتمثل نماذج الكارثة بنظم معادلات الفروق حيث حركة النظام (مشتقة المتغيرات الداخلية بالنسبة للزمن) دالة في التغيرات الداخلية ومعلماتها.

وتتغير في النظام أعلاه، المتغيرات الداخلية والمعالم بصورة منتظمة عبر الزمن. وبالرغم من ذلك، تتغير المتغيرات الداخلية (متغيرات سريعة) بصورة أسرع من المعالم (متغيرات بطيئة).

في نماذج الفوضى، توجد مجموعة من قيم البرامترات تعطي حلاً وحيداً للنظام. كما توجد مجموعة أخرى يمكن أن تعطي أكثر من حل. في هذه الحالة الأخيرة يمكن أن يقفز التوازن من منطقة إلى أخرى وبالتالي يظهر تغيرات غير مستمرة لمجرد تغير صغير جداً في قيم البرامترات. يعرف مثل هذا القفز بنقطة الكارثة.

يمكن تصنيف نماذج الكارثة إلى عدد صغير من نوعيات مميزة. ومن النماذج الأساسية نذكر Butterfly, Swallow's tail, Cusp model, Fold model ... الخ.

وبالرغم من ندرة تطبيق نماذج الكارثة في مجال الاقتصاد، فإنها لها مقدرة على نمذجة السلوك غير المنتظم والمفاجئ في بورصات الأسواق المالية، وأسعار الصرف، وأية سوق يسمح فيها بالمضاربة. فمثلاً يعتبر كثير من الاقتصاديين أن انهيار بورصة Wall Street للأوراق المالية في أكتوبر 1988 يعتبر كنقطة كارثة محلية.



فهرس المحتويات



نبذة عن المعهد :

المعهد العربي للتخطيط مؤسسة علمية مستقلة هدفها دعم جهود التنمية الاقتصادية والاجتماعية في جميع الأقطار العربية، من خلال النشاطات التالية :

البرامج التدريبية : وهي تتضمن برامج قصيرة متخصصة في موضوعات تتعلق بالجوانب الاقتصادية والاجتماعية والبيئية للتنمية وأساليب تخطيطها، وكذلك برنامج الدبلوم في تخطيط التنمية والذي يستمر لمدة ستة أشهر .

اللقاءات العلمية : وتشمل الندوات واجتماعات الخبراء والحلقات النقاشية والمؤتمرات التي تعالج فيها موضوعات هامة وحيوية تتعلق بقضايا التخطيط والتنمية العربية .

البحوث والدراسات : يقوم أعضاء الهيئة العلمية بالمعهد وبعض المتخصصين من خارج المعهد بإعداد بحوث تتناول قضايا التخطيط والتنمية في الوطن العربي .

الاستشارات : يقدم المعهد خدماته الاستشارية للحكومات العربية ولمؤسساتها بناءً على طلبها، وذلك لمساعدتها في معالجة بعض المشكلات التي تواجهها في مجال التخطيط والتنمية الاقتصادية والاجتماعية .